Maladies chroniques et blessures au Canada

Volume 34 · numéro 1 · février 2014

Dans ce volume

1 Risque de blessures à la tête et au visage chez les cyclistes en relation avec l'ajustement du casque : une étude cas-témoins

9 Attitudes et croyances des parents au sujet du port obligatoire du casque de vélo : comparaison entre provinces avec et sans législation

14 Valider un indice de défavorisation en santé publique : un exercice complexe, illustré par l'indice québécois

26 Dossiers des coroners sur la mortalité par suicide à Montréal : limites et incidences sur les stratégies de prévention du suicide

34 Prévalence de l'hystérectomie autodéclarée chez les Canadiennes, 2000-2001 à 2008

40 Syndrome métabolique et maladies chroniques

50 Incidence des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du contexte sur les nouveau-nés de faible poids : une étude d'observation au Québec

59 Analyse contextuelle des politiques à l'appui de l'auto-prise en charge des maladies chroniques au Canada

68 Le cancer au Canada : Série de fiches d'information nº 1 – Le cancer de la thyroïde au Canada

73 Compte rendu d'ouvrage – *Community-based prevention: reducing the risk of cancer and chronic disease*

Agence de la santé publique du Canada | Public Health Agency of Canada

Canada

Maladies chroniques et blessures au Canada
une publication de l'Agence de la santé publique du Canada

Comité de rédaction de MCBC

Howard Morrison, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Anne-Marie Ugnat, Ph. D.
Rédactrice scientifique en chef déléguée

Claire Infante-Rivard, M.D., Ph. D., FRCPC
Rédactrice scientifique adjointe

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC
Rédacteur scientifique adjoint

Elizabeth Kristjansson, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Mylène Poulin, B. Sc., B.A.
Gestionnaire de la rédaction
613-946-6963

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.
Gestionnaire-adjoint de la rédaction

Joanna Odrowaz-Pieniazek, B. Sc.
Réviseure et correctrice d'épreuves

Anna Olivier, Ph. D.
Réviseure et correctrice d'épreuves

Robert Geneau, Ph. D.
Centre de recherches pour le développement international

Brent Hagel, Ph. D.
University of Calgary

Valerie Leinan
Agence de la santé publique du Canada

Isra Levy, M.B., FRCPC, FACPM
Santé publique Ottawa

Lesli Mitchell, M.A.
Centers for Disease Control and Prevention

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Kerry Robinson, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Robert A. Spasoff, M.D.
Université d'Ottawa

Richard Stanwick, M.D., FRCPC, FAAP
Vancouver Island Health Authority

Ania Syrowatka, M. Sc.
Université McGill

Andreas T. Wielgosz, M.D., Ph. D., FRCPC
Agence de la santé publique du Canada

Russell Wilkins, M. Urb.
Statistique Canada

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle présentant des données probantes récentes sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à une évaluation provenant des secteurs public et privé et rend compte de recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques et blessures au Canada
Agence de la santé publique du Canada
785, avenue Carling,
Indice de l'adresse : 6806B
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : 613-941-2057
Courriel : cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE SciSearch® et Journal Citation Reports/ Science Edition

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique — Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2014
ISSN 1925-654X
Pub. 130370

On peut consulter cette publication par voie électronique dans le site Web www.santepublique.gc.ca/mcbc
Also available in English under the title: Chronic Diseases and Injuries in Canada

Risque de blessures à la tête et au visage chez les cyclistes en relation avec l'ajustement du casque : une étude cas-témoins

N. R. Romanow, M. Sc. (1); B. E. Hagel, Ph. D. (1, 2, 3); J. Williamson, B. H. Sc. (4); B. H. Rowe, M.D. (5)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Nous avons examiné l'effet de l'ajustement et de la position du casque de vélo sur les blessures à la tête et au visage.

Méthodologie : Les cas étaient ceux de cyclistes portant un casque qui avaient subi des blessures à la tête (n = 297) ou au visage (n = 289). Les témoins étaient des cyclistes portant un casque qui avaient subi d'autres blessures, à l'exception des blessures au cou. Les participants ont été interrogés dans sept services d'urgence de l'Alberta ou par téléphone. Les données sur les blessures ont été recueillies au moyen des dossiers médicaux. Les valeurs manquantes ont été déduites à l'aide d'équations enchaînées et de modèles personnalisés d'imputation par prédiction.

Résultats : Comparativement aux sujets dont l'ajustement du casque était excellent, ceux dont l'ajustement était mauvais affichaient un plus grand risque de blessures à la tête (rapport de cotes [RC] = 3,38, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,06 à 10,74). Comparativement aux sujets dont le casque était demeuré bien centré, ceux dont le casque s'était incliné vers l'arrière (RC = 2,90, IC à 95 % : 1,54 à 5,47) ou s'était déplacé (RC = 1,91, IC à 95 % : 1,01 à 3,63) et ceux qui avaient perdu leur casque (RC = 6,72, IC à 95 % : 2,86 à 15,82) présentaient un plus grand risque de blessures à la tête. Un casque qui s'était incliné vers l'arrière (RC = 4,81, IC à 95 % : 2,74 à 8,46), s'était déplacé (RC = 1,83, IC à 95 % : 1,04 à 3,19) ou avait été perdu (RC = 3,31, IC à 95 % : 1,24 à 8,85) augmentait aussi le risque de blessures au visage.

Conclusion : Nos observations ont des retombées sur les consommateurs et les programmes d'éducation des détaillants.

Mots-clés : dispositifs de protection de la tête, bicyclette, blessures

Introduction

Le casque de vélo réduit le risque de blessures à la tête et au visage lors d'un accident de vélo[1]. Cependant, bien des cyclistes ne portent pas leur casque correctement[2]. La conception et la certification des casques de vélo se sont modifiées au cours des deux dernières décennies[3]. Bien que le port obligatoire du casque soit de plus en plus répandu dans le monde, les lois qui le régissent varient d'un endroit à l'autre : certaines ne visent que les jeunes, alors que d'autres s'appliquent aux personnes de tout âge[4,5]. Des études comparatives dans des régions qui se sont dotées d'une loi sur le port du casque ont révélé une diminution globale du nombre de lésions traumatiques cérébrales déclarées[4,6,7]. Bien que ces études donnent du poids aux arguments en faveur d'une loi sur le port du casque, les efforts pour augmenter l'usage du casque pourraient ne pas se traduire par les bienfaits escomptés pour la santé si le casque est porté incorrectement.

Les tests de certification de la sûreté consistent habituellement en essais de chute, qui visent à s'assurer que l'impact se fait sentir bien au centre du casque, sur le dessus. Dans ce type d'essai, l'efficacité du casque est évaluée dans des conditions idéales, et le casque offre sa protection maximale lorsqu'il est correctement porté. Un ajustement correct est important dans les cas où le cycliste reçoit plusieurs coups à la tête. Si le casque reste en place après le premier coup, il protégera celui qui le porte contre les coups ultérieurs[8].

La plupart des publications sur le port correct du casque de vélo traitent de la fréquence de l'usage correct[9], mais les rapports varient grandement en raison du manque d'uniformité des critères employés pour évaluer l'ajustement du casque. Une étude menée en 2010 a révélé que 20 % des enfants de moins de 13 ans et 16,7 % des enfants de 13 à 17 ans portaient mal leur casque[10]. L'erreur la plus fréquemment observée était un casque porté trop loin vers l'arrière de la tête. La bordure supérieure du casque protège contre les blessures au haut du visage en cas de collision frontale[1,11], et le risque de ce type de blessure est significativement plus bas si le cycliste porte un casque[1,12], bien qu'il semble nécessaire que le casque demeure en place pour offrir une protec-

Rattachement des auteurs :

1. Département de pédiatrie, Faculté de médecine, Université de Calgary, Alberta Children's Hospital, Calgary (Alberta), Canada
2. Département des sciences de la santé communautaire, Faculté de médecine, Université de Calgary, Alberta Children's Hospital, Calgary (Alberta), Canada
3. Alberta Children's Hospital Research Institute for Child and Maternal Health, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
4. Programme de baccalauréat en sciences de la santé, Faculté de médecine, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
5. Département de médecine d'urgence et École de santé publique, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada

Correspondance : Brent E. Hagel, Departments of Paediatrics and Community Health Sciences, Faculty of Medicine, University of Calgary, Alberta Children's Hospital Research Institute for Child and Maternal Health, Alberta Children's Hospital, 2888 Shaganappi Trail NW, C4-434, Calgary (Alberta) T3B 6A8; tél. : 403-955-7403; téléc. : 403-955-3055; courriel : brent.hagel@albertahealthservices.ca

tion. Une seule étude a été menée pour déterminer la relation entre l'ajustement du casque de vélo et le risque de blessures à la tête[13]. Les auteurs ont estimé au double le risque de blessures à la tête avec un casque mal ajusté comparativement au risque avec un casque dont l'ajustement est excellent, au triple le risque lorsqu'il y a perte du casque pendant l'incident comparativement au risque avec un casque qui demeure bien centré, et à 52 % de plus le risque lorsque le casque s'incline vers l'arrière comparativement au risque avec un casque qui demeure bien centré[13]. Bien que la méthodologie de cette étude soit adéquate, les données utilisées ont été recueillies il y a près de deux décennies, ce qui justifie d'étudier la question avec les casques de conception plus récente. De plus, aucune étude n'a évalué dans quelle mesure le port adéquat et l'ajustement correct du casque influent sur les blessures au visage chez les cyclistes.

Le but de notre étude était de déterminer la relation entre le risque de blessures à la tête ou au visage et les données autodéclarées concernant l'ajustement et la position du casque de vélo.

Méthodologie

Collecte des données

Les cyclistes blessés ont été recrutés dans sept services d'urgence de Calgary (Alberta Children's Hospital, Foothills Medical Centre, Rockyview General Hospital, Peter Lougheed Centre) et d'Edmonton (Stollery Children's Hospital, University of Alberta Hospital, Northeast Community Health Centre), en Alberta, sur une période de trois ans (de mai 2008 à octobre 2010). Nous avons identifié les cyclistes à l'aide du Regional Emergency Department Information System (système régional d'information des services d'urgence) et par un examen quotidien des dossiers des urgences, avec la collaboration du personnel des urgences. Les cyclistes blessés admissibles (ou les parents de ceux de moins de 14 ans) ont été abordés par le personnel de recherche ou, dans certains cas, par un médecin ou une infirmière des urgences, qui leur a demandé de participer à l'étude.

Après avoir donné leur consentement, les patients ont été interrogés aux urgences ou, s'ils ne souhaitaient pas répondre immédiatement, par téléphone. Si un patient admissible n'avait pas été vu aux urgences, le personnel de recherche lui faisait parvenir par la poste une trousse d'information sur l'étude avec un formulaire de consentement, et communiquait avec lui par téléphone pour lui demander d'y participer. Si un patient était hospitalisé après son séjour aux urgences, le personnel de recherche prenait les dispositions nécessaires pour l'informer au sujet de l'étude et l'interrogeait à l'hôpital s'il y consentait. Si le patient était trop jeune pour répondre aux questions, le personnel de recherche interrogeait un parent ou le tuteur. Si le parent ne connaissait pas les détails de l'accident ou ne pouvait pas répondre à une question, le personnel inscrivait « ne sait pas » ou « inconnu », selon le cas. Pour les entrevues par téléphone, la participation de l'enfant était demandée; cependant, si le parent refusait de laisser répondre l'enfant, les réponses du parent étaient acceptées.

Nous avons recueilli l'information sur les blessures à l'aide du dossier médical des patients. Nous avons exclu de l'étude les cyclistes blessés qui ne parlaient pas anglais, ceux qui n'avaient pas été vus aux urgences et qui n'avaient pas le téléphone ou qu'il a été impossible de joindre après un maximum de six appels, et ceux qui ont été blessés quand ils circulaient à l'intérieur ou utilisaient un vélo stationnaire. Nous n'avons pas non plus inclus les cyclistes blessés au cou, car la relation entre le port du casque et le risque de blessure au cou est moins claire ou moins admise[7].

Dans le volet de l'étude axé sur l'ajustement du casque, nous avons établi deux groupes de cas distincts. Le premier se composait des cyclistes portant un casque qui avaient subi des blessures à la tête, quelle que soit la gravité de leurs autres blessures éventuelles. Une blessure à la tête était définie comme une blessure au cuir chevelu, au crâne ou au cerveau et ont été exclues les blessures aux vertèbres cervicales ou à la moelle épinière, les blessures au point de jonction du crâne et de la colonne vertébrale et celles au cou ou au visage. Les limites du crâne ont été définies comme une ligne imaginaire allant de la position normale des sourcils latéralement vers la lisière normale des cheveux, puis descendant vers l'arrière, sans les oreilles, et contournant la base de l'occiput.

Comme certaines données indiquent que le casque de vélo prévient les blessures au visage[1], notre deuxième groupe de cas se composait de cyclistes munis d'un casque qui avaient été blessés au visage, quelle que soit la gravité de leurs autres blessures éventuelles. Une blessure au visage était définie comme une blessure se situant entre la lisière normale des cheveux et le bas de la mandibule et, latéralement, d'une oreille à l'autre, oreilles comprises. Les cyclistes qui avaient à la fois des blessures à la tête et au visage ont été inclus dans les deux groupes. Les témoins, recrutés dans les mêmes services d'urgence que les cas à l'étude, étaient des cyclistes portant le casque qui avaient été blessés sous le niveau du cou et n'avaient aucune blessure à la tête, au cerveau ou au visage.

Nous avons interrogé les cyclistes aux urgences à l'aide d'un questionnaire structuré (disponible sur demande) basé sur des travaux antérieurs[14,15] et mis à l'essai avec un échantillon de commodité. L'information recueillie portait à la fois sur le cycliste et sur les circonstances de l'accident. Pour l'analyse, nous avons mis l'accent sur l'information qui concernait le port et l'ajustement du casque. Les deux principales variables d'intérêt, l'ajustement du casque, d'une part, et sa position et son déplacement pendant l'accident, d'autre part, ont été autodéclarées à l'aide de réponses à choix multiples. En ce qui concerne l'ajustement du casque, les choix de réponse étaient les suivants : (1) excellent, (2) bon, (3) passable et (4) mauvais. Pour ce qui est de la position du casque, les choix de réponse étaient : (1) est demeuré bien centré, (2) s'est incliné vers l'arrière, (3) s'est déplacé vers le côté et (4) perte du casque. Pour les deux variables, les participants pouvaient aussi répondre « ne sais pas » ou « refuse de répondre », réponses qui ont toutes deux

été considérées comme des données manquantes dans la première analyse.

Des entrevues de suivi ont été réalisées avec un sous-échantillon de patients afin d'établir la fiabilité de l'entrevue initiale. Le même questionnaire a été employé et le répondant initial a été prié de répondre au questionnaire de suivi (p. ex. le parent si c'est lui qui avait répondu la première fois). Les résultats des deux entrevues (la première et celle réalisée plus tard) ont été comparés à l'aide du coefficient kappa (κ)[16] avec un intervalle de confiance (IC) à 95 %. Les entrevues de suivi ont été réalisées au moins deux semaines après la première entrevue auprès des patients qui avaient accepté, au moment de la première entrevue, qu'on communique avec eux pour un suivi.

L'étude a été approuvée par le comité conjoint d'éthique de la recherche en santé de l'Université de Calgary et le comité d'éthique de la recherche en santé de l'Université de l'Alberta.

Analyse des données

Nous avons calculé les rapports de cotes (RC, avec IC à 95 %) bruts en ce qui concerne l'association entre l'ajustement du casque et les blessures à la tête ou au visage. Nous avons aussi examiné la relation entre la position du casque lors de l'accident et les blessures à la tête ou au visage. Des analyses de régression logistique multiple ont aussi été effectuées pour neutraliser l'effet des facteurs de confusion possibles (variables potentiellement liées à la position ou à l'ajustement du casque et facteurs de risque indépendants de blessures à la tête ou au visage), dont l'âge, le sexe, l'indice de masse corporelle (IMC), la fréquence d'utilisation de la bicyclette, la présence d'un compagnon de cyclisme et la vitesse estimative autodéclarée par le cycliste. Quatre catégories d'âge ont été établies : moins de 13 ans, 13 à 17 ans, 18 à 39 ans et 40 ans et plus. Les catégories d'IMC étaient basées sur la classification de l'Organisation mondiale de la Santé, soit l'insuffisance pondérale (< 18,50 kg/m^2), le poids normal (18,50 à 24,99 kg/m^2), le surpoids (25,00 à 29,99 kg/m^2) et l'obésité ($\geq$ 30 kg/m^2)[17]. La fréquence d'utilisation de la bicyclette était répartie entre les catégories suivantes : au moins une fois par semaine, au moins une fois par mois et au moins une fois par année[18]. On a noté si les cyclistes pédalaient seuls, avec des enfants, avec des adultes ou avec d'autres personnes (p. ex. chefs de camp). La vitesse déclarée a été scindée en deux catégories : moins de 25 km/h et 25 km/h et plus. Dans la méthode de modélisation par régression ascendante employée, chaque covariable a été ajoutée au modèle renfermant la variable étudiée (blessure à la tête ou au visage) et l'exposition (ajustement du casque ou position du casque) séparément. Des modèles distincts ont été conçus pour l'ajustement du casque et la position du casque afin d'éviter la colinéarité des deux variables. Lorsqu'une covariable produisait un changement égal ou supérieur à 10 % dans les estimations relatives à l'ajustement ou à la position du casque, elle était retenue dans le modèle. Ce processus a été répété jusqu'à ce qu'aucun changement ne soit observé ou jusqu'à ce que le nombre de variables dans le modèle ait atteint 10 % du nombre de cas[19].

Analyse à imputation multiple

Nous avons déduit les valeurs manquantes concernant les variables d'exposition et les facteurs de confusion potentiels à l'aide d'équations enchaînées et de modèles personnalisés d'imputation par prédiction[20]. Dans le modèle d'imputation, les variables ont été imputées selon la fréquence d'absence des valeurs (du moins grand nombre au plus grand nombre de valeurs manquantes) au moyen de la correspondance prédictive des moyennes (*predictive mean matching*) pour les variables continues et de la régression logistique multinomiale ou ordonnée pour les variables catégoriques lorsque nécessaire. Des prédicteurs non manquants ont aussi été inclus. Des modèles de régression logistique comprenant toutes les covariables (âge, sexe, IMC, vitesse du cycliste, fréquence d'utilisation de la bicyclette et compagnon de cyclisme) ont été utilisés pour estimer les RC et les IC à 95 % à partir des données imputées. Toutes les analyses de données ont été réalisées à l'aide du logiciel STATA, version 11.0 (StataCorp LP, College Station, Texas, États-Unis).

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon

Au total, 4 960 cyclistes blessés se sont prêtés à une évaluation visant à déterminer leur admissibilité et 3 111 (63 %) ont consenti à participer à l'étude et ont été recrutés. De ce nombre, 2 336 (75 %) portaient un casque au moment de l'accident. L'analyse a porté sur 297 cyclistes ayant subi des blessures à la tête, 289 cyclistes ayant subi des blessures au visage et 1 694 témoins. Soixante-quatre participants avaient à la fois des blessures à la tête et au visage, et ils ont donc été inclus dans les deux groupes.

Le tableau 1 présente les caractéristiques des groupes de cyclistes ayant eu des blessures à la tête et au visage et les témoins. Si on les compare aux témoins, les cyclistes présentant des blessures à la tête roulaient généralement plus vite et plus souvent seuls, alors que ceux ayant des blessures au visage étaient plus jeunes, avaient un IMC plus bas, pédalaient seuls ou avec des adultes et portaient rarement un casque intégral.

Ajustement et position du casque et risque de blessures à la tête

D'après les estimations brutes, un mauvais ajustement du casque augmente significativement le risque de blessures à la tête par rapport à un ajustement excellent (RC = 3,26, IC à 95 % : 1,08 à 9,83) (tableau 2). Lorsque le casque s'était incliné vers l'arrière (RC = 2,76, IC à 95 % : 1,47 à 5,18), s'était déplacé vers le côté (RC = 1,87, IC à 95 % : 1,03 à 3,42) ou qu'il y avait eu perte du casque (RC = 6,77, IC à 95 % : 3,08 à 14,86), le risque de blessures à la tête augmentait significativement par rapport au groupe dont le casque était demeuré « bien centré ».

Les RC ajustés pour un ajustement bon, passable et mauvais du casque étaient de 0,96 (IC à 95 % : 0,69 à 1,36), 1,93 (IC à 95 % : 1,04 à 3,57) et 3,23 (IC à 95 % : 0,78 à 13,41), respectivement, comparativement à un ajustement excellent. Chez les cyclistes qui avaient qualifié de passable l'ajustement de leur casque, le risque de blessures à la tête était près de deux fois plus élevé que

TABLEAU 1
Caractéristiques de l'accident et des cyclistes, cas et témoins, qui ont été blessés à Calgary et à Edmonton (Alberta)

	Témoins (n = 1 694)		Blessures à la tête (n = 297)		Chi² (χ^2) valeur *p*	Blessures au visage (n = 289)		Chi² (χ^2) valeur *p*
	n	(%)	n	(%)		n	(%)	
Sexe					0,70			0,88
féminin	450	(26,6)	76	(25,6)		78	(27,0)	
masculin	1 244	(73,4)	221	(74,4)		211	(73,0)	
Âge (ans)					0,14			< 0,001
moins de 13	695	(41,0)	101	(34,0)		154	(53,3)	
13 à 17	394	(23,3)	77	(25,9)		41	(14,2)	
18 à 39	308	(18,2)	56	(18,9)		53	(8,0)	
40 et plus	297	(17,5)	63	(21,2)		41	(14,2)	
IMC (kg/m²)					0,34			0,03
moins de 18,50 (insuffisance pondérale)	407	(24,0)	69	(23,2)		89	(30,8)	
18,50 à 24,99 (normal)	783	(46,2)	154	(51,9)		125	(43,3)	
25,00 à 29,99 (surpoids)	279	(16,5)	40	(13,5)		41	(14,2)	
30,00 et plus (obésité)	56	(3,3)	6	(2,0)		4	(1,4)	
inconnu[a]	169	(10,0)	28	(9,4)		30	(10,4)	
Vitesse du cycliste (km/h)					< 0,001			0,20
moins de 25	1 240	(73,2)	183	(61,6)		199	(68,9)	
25 et plus	181	(10,7)	42	(14,1)		33	(11,4)	
inconnue[a]	273	(16,1)	72	(24,2)		57	(19,7)	
Fréquence d'utilisation de la bicyclette					0,14			0,89
au moins une fois par semaine	1 476	(87,1)	257	(86,5)		253	(87,5)	
au moins une fois par mois	102	(6,0)	13	(4,4)		12	(4,2)	
au moins une fois par année	57	(3,4)	10	(3,4)		12	(4,2)	
inconnue[a]	59	(3,5)	17	(5,7)		12	(4,2)	
Compagnons de cyclisme					< 0,001			0,02
roulait seul(e)	545	(32,2)	127	(42,8)		103	(35,6)	
adultes	643	(38,0)	95	(32,0)		124	(42,9)	
enfants seulement	493	(29,1)	74	(24,9)		59	(20,4)	
quelqu'un d'autre[b]	12	(0,7)	0	(0,0)		3	(1,0)	
inconnu[a]	1	(0,1)	1	(0,3)		0	(0,0)	
Type de casque					0,23			≤ 0,001
casque intégral	258	(15,2)	34	(11,5)		17	(5,9)	
pas de protection faciale	1 405	(82,9)	257	(86,5)		269	(93,1)	
ne sait pas s'il y avait une protection faciale[c]	26	(1,5)	4	(1,4)		2	(0,7)	
inconnu[a]	5	(0,3)	2	(0,7)		1	(0,4)	

Abréviation: IMC, indice de masse corporelle.

[a] La catégorie « inconnu(e) » comprend les réponses « ne sait pas » et « refuse de répondre » et les données manquantes. Cette catégorie n'était pas incluse dans le calcul de la signification statistique.

[b] Comprend les réponses qu'il était impossible de classer parmi les compagnons « adultes » ou « enfants » (p. ex. vélo avec un instructeur ou une gardienne).

[c] Comme la question au sujet du type de casque a été ajoutée la deuxième année (2009) de la collecte des données, l'information concernant la protection faciale n'est pas disponible pour les participants de la première année de l'étude (2008).

chez ceux dont l'ajustement était excellent. Après imputation, seuls ceux dont l'ajustement du casque avait été qualifié de mauvais (RC = 3,38, IC à 95 % : 1,06 à 10,74) affichaient un risque significativement élevé de blessures à la tête par rapport à ceux dont l'ajustement était excellent.

Après ajustement pour tenir compte des covariables, les cyclistes qui ont perdu leur casque pendant l'accident affichaient un risque de blessures à la tête sept fois plus élevé que ceux dont le casque était demeuré bien centré (RC = 7,13, IC à 95 % : 2,94 à 17,29). Chez ceux dont le

TABLEAU 2
Rapports de cotes estimés en ce qui concerne la relation entre l'ajustement du casque et les blessures à la tête parmi les cyclistes blessés à Calgary et à Edmonton (Alberta)

	Témoins (n = 1 694)		Cas (n = 297)		RC brut (IC à 95 %)		RC ajusté (IC à 95 %)		RC ajusté imputé[a] (IC à 95 %)	
	n	(%)	n	(%)						
Ajustement du casque[b]										
excellent	1 014	(59,9)	173	(58,1)	1,00	(référence)	1,00	(référence)	1,00	(référence)
bon	579	(34,2)	92	(30,9)	0,93	(0,71 à 1,22)	0,96	(0,69 à 1,36)[c]	0,97	(0,73 à 1,29)
passable	81	(4,8)	22	(7,4)	1,59	(0,97 à 2,62)	1,93	(1,04 à 3,57)[c]	1,60	(0,96 à 2,66)
mauvais	9	(0,5)	5	(1,7)	3,26	(1,08 à 9,83)	3,23	(0,78 à 13,41)[c]	3,38	(1,06 à 10,74)
Qu'est-il arrivé à votre casque?[d]										
est demeuré bien centré	1 421	(83,9)	180	(60,4)	1,00	(référence)	1,00	(référence)	1,00	(référence)
s'est incliné vers l'arrière	40	(2,4)	14	(4,7)	2,76	(1,47 à 5,18)	3,54	(1,70 à 7,40)[e]	2,90	(1,54 à 5,47)
s'est déplacé vers le côté	59	(3,5)	14	(4,7)	1,87	(1,03 à 3,42)	1,84	(0,90 à 3,77)[e]	1,91	(1,01 à 3,63)
perte du casque	14	(0,8)	12	(4,0)	6,77	(3,08 à 14,86)	7,13	(2,94 à 17,29)[e]	6,72	(2,86 à 15,82)
s'est incliné vers l'avant	10	(0,6)	2	(0,7)	1,58	(0,34 à 7,26)	1,39	(0,17 à 11,61)[e]	1,52	(0,32 à 7,19)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes.

Remarque : Valeurs manquantes dans les données originales : âge (n = 7), taille (n = 159), poids (n = 82), ajustement du casque (n = 16), vitesse du cycliste (n = 345), position du casque (n = 225), fréquence d'utilisation de la bicyclette (n = 76) et compagnon de cyclisme (n = 2).

[a] Estimations ajustées pour tenir compte de la fréquence d'utilisation de la bicyclette, de la présence d'un compagnon de vélo, de la vitesse, de l'IMC, du sexe et de l'âge.

[b] L'analyse ajustée portait sur 198 cas et 1 244 témoins avant imputation.

[c] Estimations ajustées pour tenir compte de la fréquence d'utilisation de la bicyclette, de la vitesse, de l'IMC et de l'âge.

[d] L'analyse ajustée portait sur 166 cas et 1 178 témoins avant imputation.

[e] Estimations ajustées pour tenir compte de la vitesse, d'un compagnon de cyclisme et de l'IMC.

casque s'était incliné vers l'arrière, le risque de blessures à la tête était plus de trois fois supérieur (RC = 3,54, IC à 95 % : 1,70 à 7,40). Les estimations ajustées basées sur les données imputées étaient similaires : le RC estimé pour un casque qui s'était incliné vers l'arrière était de 2,90 (IC à 95 % : 1,54 à 5,47) et le RC estimé lorsqu'il y avait eu perte du casque était de 6,72 (IC à 95 % : 2,86 à 15,82). Le résultat dans le cas d'un casque qui s'était déplacé vers le côté était lui aussi significatif après imputation (RC = 1,91, IC à 95 % : 1,01 à 3,62).

Ajustement et position du casque et risque de blessures au visage

Les estimations brutes ont révélé un risque plus élevé de blessures au visage lorsque le casque s'était incliné vers l'arrière (RC = 4,19, IC à 95 % : 2,46 à 7,15), s'était déplacé vers le côté (RC = 1,98, IC à 95 % : 1,11 à 3,50) ou lorsqu'il y avait eu perte du casque (RC = 3,12, IC à 95 % : 1,19 à 8,22) (tableau 3). Cependant, après un ajustement pour tenir compte de l'IMC, de la fréquence d'utilisation de la bicyclette et de la vitesse du cycliste, seuls ceux dont le casque s'était incliné vers l'arrière présentaient un risque plus grand de blessures au visage (RC = 4,49, IC à 95 % : 2,30 à 8,77). Un mauvais ajustement était un indicateur d'un effet néfaste, mais n'était pas statistiquement significatif (RC = 3,10, IC à 95 % : 0,76 à 12,69).

Comparativement aux estimations ajustées basées sur les données originales, les RC imputés pour ce qui est du risque de blessures au visage s'éloignaient de 1,00. Le risque de blessures au visage augmentait significativement lorsque le casque s'était incliné vers l'arrière (RC = 4,81, IC à 95 % : 2,74 à 8,46), s'était déplacé vers le côté (RC = 1,83, IC à 95 % : 1,04 à 3,19) ou lorsqu'il y avait eu perte du casque (RC = 3,31, IC à 95 % : 1,24 à 8,85).

Qualité et fiabilité des données

En ce qui concerne l'ajustement du casque, la correspondance globale observée était de 87,5 % et la correspondance attendue, de 81,0 % (tableau 4). La valeur du coefficient kappa pondéré a été calculée étant donné que les réponses étaient ordonnées dans le temps, et la valeur kappa était de 0,34 (IC à 95 % : 0,16 à 0,64), ce qui représente une correspondance faible[14]. Pour les cas de blessures à la tête et au visage (n = 24), la correspondance observée était de 91,7 % et la correspondance attendue, de 79,8 %, ce qui donne une valeur kappa de 0,59 (IC à 95 % : 0,28 à 1,00), soit une correspondance moyenne. Dans le cas de témoins, la valeur kappa était de 0,22 (IC à 95 % : 0,00 à 0,44).

Une valeur kappa non pondérée a été calculée pour ce qui est de la position du casque. Dans les cas de blessures à la tête et au visage, la concordance observée était de 62,5 %, la concordance attendue était de 49,3 % et la valeur kappa était de 0,26 (IC à 95 % : 0,00 à 0,54), ce qui représente une correspondance faible. Dans le cas de témoins, la concordance observée était de 90,6 %, la correspondance attendue, de 85,6 % et la valeur kappa, de 0,35 (IC à 95 % : 0,19 à 0,71), ce qui représente une concordance faible.

TABLEAU 3
Rapports de cotes estimés pour la relation entre l'ajustement du casque et les blessures au visage parmi les cyclistes blessés à Calgary et à Edmonton (Alberta)

	Témoins (n = 1 694)		Cas (n = 289)		RC brut (IC à 95 %)		RC ajusté[a] (IC à 95 %)		RC ajusté imputé[b] (IC à 95 %)	
	n	(%)	n	(%)						
Ajustement du casque[c]										
excellent	1 014	(59,9)	165	(57,1)	1,00	(référence)	1,00	(référence)	1,00	(référence)
bon	579	(34,2)	106	(36,7)	1,13	(0,86 à 1,47)	0,95	(0,69 à 1,32)	1,11	(0,85 à 1,46)
passable	81	(4,8)	14	(4,8)	1,06	(0,59 à 1,92)	0,91	(0,42 à 1,98)	1,05	(0,58 à 1,93)
mauvais	9	(0,5)	3	(1,0)	2,05	(0,55 à 7,65)	3,10	(0,76 à 12,69)	2,08	(0,54 à 8,02)
Qu'est-il arrivé à votre casque?[d]										
est demeuré bien centré	1 421	(83,9)	195	(67,5)	1,00	(référence)	1,00	(référence)	1,00	(référence)
s'est incliné vers l'arrière	40	(2,4)	23	(8,0)	4,19	(2,46 à 7,15)	4,49	(2,30 à 8,77)	4,81	(2,74 à 8,46)
s'est déplacé vers le côté	59	(3,5)	16	(5,5)	1,98	(1,11 à 3,50)	1,51	(0,72 à 3,17)	1,83	(1,04 à 3,19)
perte du casque	14	(0,8)	6	(2,1)	3,12	(1,19 à 8,22)	3,08	(0,95 à 9,93)	3,31	(1,24 à 8,85)
s'est incliné vers l'avant	10	(0,6)	2	(0,7)	1,46	(0,32 à 6,70)	2,02	(0,41 à 9,99)	1,54	(0,35 à 6,85)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes.

Remarque : Valeurs manquantes dans les données originales : âge (n = 6), taille (n = 163), poids (n = 71), ajustement du casque (n = 12), vitesse du cycliste (n = 330), position du casque (n = 194), fréquence d'utilisation de la bicyclette (n = 71) et compagnon de cyclisme (n = 1).

[a] Estimations ajustées pour tenir compte de l'IMC, de la fréquence d'utilisation de la bicyclette et de la vitesse du cycliste.

[b] Estimations ajustées pour tenir compte de la fréquence d'utilisation de la bicyclette, d'un compagnon de cyclisme, de la vitesse, de l'IMC, du sexe et de l'âge.

[c] L'analyse ajustée portait sur 198 cas et 1 244 témoins avant imputation.

[d] L'analyse ajustée portait sur 170 cas et 1 318 témoins avant imputation.

Analyse

L'étude fournit des données à jour sur la relation entre un ajustement correct du casque de vélo et le risque de blessures à la tête ou au visage. Bien que l'effet protecteur global du casque de vélo soit bien établi, de l'information précise sur l'ajustement et la position du casque nous permet de mieux comprendre les effets du casque et fournit des données que peuvent utiliser les cyclistes, les fabricants de casques et les groupes qui s'occupent de la prévention des blessures.

Rivara et collab.[13] ont fait état d'une hausse du risque de blessures à la tête lorsque le casque se déplace vers l'arrière ou qu'il y a perte du casque. Nos résultats étaient environ deux fois plus élevés que ceux signalés auparavant. Nous avons aussi observé une relation entre les blessures à la tête et le déplacement du casque vers le côté, observation qui n'avait pas été faite auparavant. Nous n'avons pas constaté que l'ajustement autodéclaré du casque influait sur le risque de blessures au visage, mais ce risque augmentait par un facteur de trois lorsqu'il y avait eu perte du casque au moment de l'accident et de près de cinq fois lorsque le casque s'était déplacé vers l'arrière.

Foss et Beirness[21] ont signalé que le port incorrect du casque était plus fréquent chez les 1 à 5 ans et les 6 à 15 ans que chez les cyclistes plus vieux et que le risque de blessures à la tête était plus grand chez les 6 à 15 ans[21]. Selon leur définition, un casque mal porté était un casque dont la sangle n'était pas bouclée sous le menton ou qui était incliné vers l'arrière[21]. Nous avons aussi constaté que la proportion de blessures à la tête et au visage était élevée dans le groupe le plus jeune (moins de 13 ans) par rapport aux groupes plus vieux, phénomène qui pourrait s'expliquer par le déplacement du casque vers l'arrière au moment de l'accident.

TABLEAU 4
Correspondance et valeur du coefficient kappa pour l'ajustement et la position du casque parmi les cyclistes (cas et témoins) blessés à Calgary et à Edmonton (Alberta)

	Correspondance observée (%)	Correspondance attendue (%)	κ	IC à 95 %
Cas (n = 24)				
Ajustement du casque	91,7	79,8	0,59	(0,28 à 1,00)
Position du casque	62,5	49,3	0,26	(0,00 à 0,54)
Témoins (n = 53)				
Ajustement du casque	85,5	81,6	0,22	(0,00 à 0,44)
Position du casque	90,6	85,6	0,35	(0,19 à 0,71)
Total (n = 77)				
Ajustement du casque	87,5	81,0	0,34	(0,16 à 0,64)
Position du casque	81,8	72,0	0,35	(0,20 à 0,74)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; κ, coefficient kappa.

Dans une autre étude canadienne, les chercheurs ont observé que 4,3 % des utilisateurs de casque le portaient incorrectement, soit incliné vers l'arrière, soit avec la sangle non bouclée sous le menton, soit par-dessus une casquette de baseball[22]. Une étude d'observation menée en 2010 en Alberta[10] a révélé que 16,6 % des cyclistes, dont 21 % des enfants de moins de 13 ans, portaient mal leur casque. Dans notre étude, environ 9 % des sujets ayant subi des blessures à la tête et 6 % de ceux ayant subi des blessures au visage ont déclaré que l'ajustement de leur casque était passable ou mauvais comparativement à 5,3 % des témoins. Ces chiffres sont probablement sous-estimés, car Lee et collab.[9] ont constaté que la fréquence de l'usage correct du casque variait de 46 % à 100 % dans les études récentes, tout en notant un manque d'uniformité dans les définitions d'un usage correct.

Nos observations concernant l'importance de l'ajustement du casque permettent de mieux comprendre l'effet protecteur potentiel des casques de vélo. Les études précédentes ayant établi que le port du casque (par rapport à l'absence de casque) réduisait le risque de blessures à la tête ou au cerveau[1] pourraient bien avoir sous-estimé l'effet protecteur du casque étant donné qu'il est probable qu'un certain nombre de participants à ces études portaient un casque mal ajusté ou portaient leur casque incorrectement (p. ex. sangle non bouclée). Si c'est le cas, cela pourrait avoir une incidence sur les activités de promotion du port du casque, qui devraient être axées sur la bonne façon de porter le casque afin d'obtenir un effet protecteur maximal.

Limites

Si le port du casque était différent chez les cyclistes qui n'ont pas participé à l'étude comparativement à l'échantillon choisi, un biais de sélection est possible. Malheureusement, outre l'absence d'information sur l'usage du casque chez ces patients, la nature du processus de collecte des données nous a empêchés de déterminer si les personnes que nous n'avons pas réussi à joindre ou qui ont refusé de participer à l'étude auraient été des cas ou des témoins. Si ceux qui ont refusé de participer étaient plus nombreux à porter leur casque incorrectement et ont par conséquent subi des blessures plus graves à la tête ou au visage, nous avons sous-estimé l'effet protecteur d'un casque correctement ajusté ou qui demeure bien centré. Comme l'ajustement du casque était autodéclaré, une mauvaise classification est possible si les cyclistes étaient plus portés à indiquer que l'ajustement du casque était meilleur qu'il ne l'était en réalité. Il est possible que ceux n'ayant pas subi de blessure à la tête aient été plus nombreux à déclarer que l'ajustement du casque était excellent alors qu'il ne l'était pas nécessairement et que ceux ayant subi des blessures à la tête aient été moins nombreux à déclarer un ajustement excellent alors qu'il l'était peut-être en réalité. Si c'est le cas, l'effet d'un mauvais ajustement du casque a été surestimé. Lee et collab.[9] ont observé que l'ajustement du casque perçu par les sujets était souvent surestimé comparativement à l'évaluation d'experts, ce qui signifie que les estimations du risque lié à l'ajustement du casque dans notre étude pourraient être biaisées. La correspondance observée entre l'ajustement du casque signalé initialement et celui déclaré au moment du suivi était élevée pour les cas (91,7 %) et les témoins (85,5 %), mais les valeurs kappa étaient basses pour les témoins et pourraient indiquer un biais de classification erronée faisant en sorte que les rapports de cotes se seraient faussement éloignés ou rapprochés de l'effet nul. Les estimations plus faibles de la fiabilité concernant la position du casque étaient similaires pour les cas et les témoins et pourraient indiquer une classification erronée qui aurait rapproché le rapport de cotes de l'effet nul.

Nous avons tenu compte de plusieurs facteurs de confusion possibles qui sont liés aux blessures à vélo : fréquence d'utilisation de la bicyclette, présence d'un compagnon, vitesse, IMC, sexe et âge. Dans leur étude, Rivara et collab.[13] ont présenté des résultats non ajustés après avoir déterminé que la gravité de l'accident n'avait aucune influence sur les estimations de l'effet en ce qui concerne la relation entre le risque de blessures à la tête et l'ajustement ou la position du casque. Il est donc peu probable que d'autres facteurs liés tant aux blessures à la tête et au visage qu'à l'ajustement du casque puissent expliquer les effets que nous avons relevés.

Conclusion

L'ajustement et la position du casque pendant un accident peuvent modifier significativement le risque de blessures à la tête et au visage. Le port correct du casque peut être augmenté au moyen de programmes d'éducation informant les cyclistes qu'un casque ne peut pas assurer une protection complète s'il n'est pas bien ajusté. Les fabricants devraient poursuivre leurs efforts pour concevoir des casques de différentes formes et tailles qui sont faciles à utiliser et qui restent bien en place afin de mieux protéger les cyclistes. Les employés des commerces au détail qui vendent des casques doivent suivre une formation qui leur enseigne les principes du port correct du casque afin qu'ils puissent transmettre cette importante information aux consommateurs.

Remerciements

Les auteurs souhaitent remercier le personnel clinique et le personnel de recherche de l'Alberta Children's Hospital, du Foothills Medical Centre, du Rockyview General Hospital et du Peter Lougheed Centre de Calgary, de même que du Stollery Children's Hospital, de l'University of Alberta Hospital et du Northeast Community Health Centre d'Edmonton. Ils souhaitent remercier tout spécialement le personnel de recherche de l'étude et les étudiants d'Edmonton et de Calgary, la Paediatric Emergency Research Team (PERT), les bénévoles du Paediatric Emergency Medicine Research Associates Program (PEMRAP) de l'Alberta Children's Hospital et les assistants de recherche en médecine d'urgence du Foothills Medical Centre.

Le Dr Brent Hagel est titulaire de l'Alberta Children's Hospital Foundation Professorship in Child Health and Wellness, financé par un donateur anonyme et par la Compagnie des chemins de fer nationaux du Canada. Il a aussi reçu le prix du chercheur en santé des populations de l'Alberta Heritage Foundation for Medical

Research (AHFMR – maintenant l'Alberta Innovates-Health Solutions). Cette étude a été rendue possible grâce à la subvention d'établissement octroyée à Dr Hagel par l'AHFMR. Le Dr Rowe est titulaire de la Chaire de recherche du Canada en médecine d'urgence fondée sur les données probantes (niveau 1) des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), qui est financée par le gouvernement du Canada. Les travaux de Jacqueline Williamson ont été financés par une bourse de stage de recherche d'été pour étudiants de l'O'Brien Centre for the Bachelor of Health Sciences program de l'Université de Calgary. Les travaux de Nicole Romanow ont été financés par une bourse de stagiaire de recherche du programme de formation des IRSC de l'Alberta Children's Hospital Research Institute.

Références

1. Thompson DC, Rivara FP, Thompson RS. Helmets for preventing head and facial injuries in bicyclists. Cochrane Database of Systematic Reviews. 1999;(4):CD001855.

2. Hagel BE, Rizkallah JW, Lamy A et collab. Bicycle helmet prevalence two years after the introduction of mandatory use legislation for under 18 year olds in Alberta, Canada. Inj Prev. 2006;12:262-5.

3. Swart R. The history of bicycle helmets. Arlington (VA) : Bicycle Helmet Safety Institute; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www.helmets.org/history.htm

4. Ichikawa M, Nakahara S. School regulations governing bicycle helmet use and head injuries among Japanese junior high school students. Accid Anal Prev. 2007;39:469-74.

5. Robinson DL. Bicycle helmet legislation : can we reach a consensus? Accid Anal Prev. 2007;39:86-93.

6. Karkhaneh M, Rowe BH, Saunders LD, Voaklander DC, Hagel BE. Bicycle helmet use four years after the introduction of helmet legislation in Alberta, Canada. Accid Anal Prev. 2011;43:788-96.

7. Attewell RG, Glase K, McFaden M. Bicycle helmet efficacy : a meta-analysis. Accid Anal Prev. 2001;33:345-52.

8. Strohm PC, Sudkamp NP, Zwingmann J, El Saman A, Kostler W. Polytrauma in cyclists. Incidence, etiology, and injury patterns. Unfallchirurg. 2005;108:1022-4.

9. Lee RS, Hagel BE, Karkhaneh M, Rowe BH. A systematic review of correct bicycle helmet use : how varying definitions and study quality influence the results. Inj Prev. 2009;15:125-31.

10. Hagel BE, Lee RS, Karkhaneh M, Voaklander D, Rowe BH. Factors associated with incorrect bicycle helmet use. Inj Prev. 2010;16:178-84.

11. Hansen KS. Protective effect of different types of bicycle helmets. Traffic Inj Prev. 2003;4:285-90.

12. Amoros E, Chiron M, Martin JL, Thélot B, Laumon B. Bicycle helmet wearing and the risk of head, face, and neck injury: a French case-control study based on a road trauma registry. Inj Prev. 2012;18:27-32.

13. Rivara FP, Astley S, Clarren S, Thompson DC, Thompson RS. Fit of bicycle safety helmets and risk of head injuries in children. Inj Prev. 1999;5:195-7.

14. Rivara FP, Thompson DC, Thompson RS. Epidemiology of bicycle injuries and risk factors for serious injury. Inj Prev. 1997;3:110-4.

15. Wells S, Mullin B, Norton R et collab. Motorcycle rider conspicuity and crash related injury : case-control study. BMJ. 2004;328(7444):857-62.

16. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. Biometrics. 1977;33:159-74.

17. World Health Organization. BMI classification. Genève (CH) : World Health Organization; 2006. Consultable en ligne à la page : http://apps.who.int/bmi/index.jsp?introPage=intro_3.html

18. Winters M, Davidson G, Kao D, Teschke K. Motivators and deterrents of bicycling : comparing influences on decisions to ride. Transportation. 2011;38:153-68.

19. Mickey RM, Greenland S. The impact of confounder selection criteria on effect estimation. Am J Epidemiol. 1989;129:125-37.

20. White IR, Royston P, Wood AM. Multiple imputation using chained equations : issues and guidance for practice. Stat Med. 2010;30:377-99.

21. Foss RD, Beirness DJ. Bicycle helmet use in British Columbia : effects of the helmet use law. Chapel Hill (NC) : UNC Highway Safety Research Center, University of North Carolina; 2000. Joint publication of the Traffic Injury Research Foundation.

22. Page JL, Macpherson AK, Middaugh-Bonney T, Tator CH. Prevalence of helmet use by users of bicycles, push scooters, inline skate and skateboards in Toronto and the surrounding area in the absence of comprehensive legislation : an observational study. Inj Prev. 2012;18:94-7.

Attitudes et croyances des parents au sujet du port obligatoire du casque de vélo : comparaison entre provinces avec et sans législation

P. C. Parkin, M.D. (1, 2, 3); J. DeGroot, M. Sc. (1, 2); A. Macpherson, Ph. D. (4); P. Fuselli, M. Sc. (5); C. Macarthur, MBChB (1, 2, 3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : L'objectif de l'étude était d'effectuer un sondage auprès de parents canadiens sur leurs attitudes et leurs croyances au sujet de la législation du port du casque chez les cyclistes et de comparer les réponses des parents vivant dans une province ayant légiféré dans ce domaine et celles de ceux vivant dans une province n'ayant pas légiféré.

Méthodologie : Un sondage national a été réalisé auprès de 1 002 parents d'enfants âgés de moins de 18 ans. Des tests du chi-carré ont été utilisés pour comparer les réponses des parents dans les différentes provinces.

Résultats : Les réponses des parents vivant dans une province ayant légiféré (n = 640) ou ne l'ayant pas fait (n = 362) s'établissent respectivement comme suit : sont préoccupés par les accidents de vélo (63 % et 68 %, non significatif [NS]); croient que le port du casque de vélo est une mesure efficace (98 % et 98 %, NS); l'enfant porte toujours un casque de vélo (74 % et 69 %, NS); sont favorables à une loi visant les enfants (95 % et 83 %, $p < 0,001$); sont favorables à une loi visant les cyclistes de tous âges (85 % et 75 %, $p < 0,001$); sont favorables à l'application de la loi par les services de police (83 % et 76 %, $p = 0,003$); croient que la loi réduit la durée d'utilisation de la bicyclette par leur enfant (5 % et 8 %, NS).

Conclusion : Les parents sont largement favorables à la législation du port du casque chez les cyclistes au Canada. Ils croient que le casque de vélo est une mesure efficace et que la loi n'a pas pour effet de réduire la durée d'utilisation de la bicyclette par leur enfant. Ils sont également largement favorables à une loi visant les cyclistes de tous âges et à l'application de la loi par les services de police.

Mots-clés : casque, législation, sondages, enfant, attitude, santé publique, dispositifs de protection de la tête, vélo

Introduction

Des études systématiques révèlent que le port du casque par les cyclistes réduit le risque de lésions crâniennes, cérébrales et faciales et que la législation du port favorise l'usage de la bicyclette et réduit les taux de blessures à la tête[1-3]. Plusieurs provinces canadiennes (6 sur 10) ont adopté une loi sur le port du casque, et certaines municipalités ont mis en place des textes législatifs plus stricts et ayant une portée plus universelle[4]. Malgré des données probantes favorables, le débat sur les avantages du port du casque et sa législation se poursuit[5,6]. Ce débat, toutefois, n'a pas encore été mené dans une perspective sociétale.

Notre étude visait à réaliser un sondage auprès de parents canadiens sur leurs attitudes et leurs croyances au sujet de la législation du port du casque de vélo et à effectuer des comparaisons entre ceux qui habitent dans une province ayant légiféré dans ce domaine et ceux qui habitent dans une province ne l'ayant pas fait.

Méthodologie

Nous avons conçu notre sondage afin de pouvoir traiter de plusieurs enjeux du point de vue des parents canadiens. Nous avons posé des questions sur la perception des parents à l'égard de l'efficacité du casque de vélo, sur leur soutien à une législation rendant obligatoire le port du casque par les cyclistes et sur leurs perceptions concernant l'influence de la loi sur l'usage de la bicyclette. Nous avons également recueilli des données sur les répondants, notamment l'âge et le sexe de leurs enfants, l'âge et la scolarité du parent répondant, le revenu du ménage et la province de résidence de la famille. Le sondage a été réalisé entre le 1er et le 5 février 2010. Le cadre d'échantillonnage

Rattachement des auteurs :

1. Division of Paediatric Medicine and the Paediatric Outcomes Research Team (PORT), Hospital for Sick Children, Toronto (Ontario), Canada
2. Child Health Evaluative Sciences, Hospital for Sick Children, Toronto (Ontario), Canada
3. Department of Pediatrics and Institute of Health Policy, Management and Evaluation, University of Toronto Faculty of Medicine, Toronto (Ontario), Canada
4. School of Kinesiology and Health Science, York University, Toronto (Ontario), Canada
5. SécuriJeunes Canada, Toronto (Ontario), Canada

Correspondance : Patricia Parkin, Division of Pediatric Medicine and the Pediatric Outcomes Research Team, Hospital for Sick Children, 555, University Avenue, Toronto (Ontario) M5G 1X8; tél. : 416-813-6933; téléc. : 416-813-5663; courriel : patricia.parkin@sickkids.ca

était constitué d'adultes canadiens âgés de 18 ans et plus membres du panel LegerWeb*. Ce panel national, qui est utilisé pour mener environ 1 000 sondages par an au Canada, se compose de 345 000 membres; de 10 000 à 20 000 nouveaux membres s'y ajoutent chaque mois et le taux de rétention des membres est de 90 %. Le recrutement des nouveaux panélistes se fait par invitation, afin de garantir une bonne représentativité de la population adulte du Canada selon le sexe, l'âge, le revenu et la région. Pour encourager la participation, les répondants sont inscrits à des tirages au sort mensuels qui offrent des prix. Pour l'étude présentée ici, des panélistes ayant des enfants âgés de moins de 18 ans ont été choisis au hasard et ont reçu un courriel les invitant à participer au sondage.

Un échantillon de 1 000 répondants était suffisant pour déterminer la proportion de répondants favorables à l'adoption d'une loi, avec une marge d'erreur de plus ou moins 3 % avec un intervalle de confiance (IC) à 95 %, afin d'obtenir une puissance de détection de 90 % pour un écart de 10 % entre les répondants vivant dans une province ayant légiféré et ceux vivant dans une province ne l'ayant pas fait. Nous avons utilisé des statistiques descriptives pour présenter les réponses de l'ensemble de la population visée par le sondage et des tests du chi carré pour comparer les répondants vivant dans une province ayant légiféré dans le domaine à ceux vivant dans une province ne l'ayant pas fait. Nous avons appliqué la correction de Bonferroni pour tenir compte des comparaisons multiples (une valeur p corrigée inférieure à 0,004 est considérée comme significative). Nous avons également effectué une analyse exploratoire des réponses de ceux vivant dans une province imposant le port du casque aux cyclistes de tous âges par rapport à ceux vivant dans une province où cette obligation ne touche que les enfants.

Le comité d'éthique de la recherche du Hospital for Sick Children a approuvé l'étude.

Résultats

Sur les 1 128 parents invités à participer au sondage, 1 002 ont répondu (pour un taux de réponse de 89 %) : 640 provenaient de provinces ayant légiféré (155 avec loi visant tous les cyclistes et 485 avec loi ne visant que les enfants) et 362 de provinces n'ayant pas légiféré dans ce domaine. Seulement 3,6 % des répondants ont déclaré que leur(s) enfant(s) avai(en)t souffert d'une blessure à bicyclette exigeant des soins médicaux. Les caractéristiques des parents répondants et de leurs enfants sont présentées dans le tableau 1. La proportion de répondants dont le revenu du ménage se situait entre 50 000 $ et 125 000 $ (53 %, IC à 95 % : 50 % à 56 %) est analogue à celle du recensement national pour le revenu familial (51 %)[7]. La proportion de répondants ayant poursuivi des études universitaires (50 %, IC à 95 % : 47 % à 53 %) est supérieure à celle du recensement national pour les adultes de 25 à 64 ans (23 %)[8]. La proportion de répondants par province est analogue à la densité de la population par province fournie par les données du recensement national[9].

Les parents vivant dans une province ayant légiféré ont répondu aux diverses questions posées comme suit : sont préoccupés par les accidents de vélo, 63 % (contre 68 % pour les parents vivant dans une province n'ayant pas légiféré, non significatif [NS]); croient que le port du casque de vélo est une mesure efficace, 98 % (contre 98 %, NS); l'enfant porte toujours un casque lorsqu'il fait du vélo, 74 % (contre 69 %, NS); sont favorables à une loi imposant le port du casque à tous les enfants, 95 % (contre 83 %, $p < 0,001$); sont favorables à une loi imposant le port du casque aux cyclistes de tous âges, 85 % (contre 75 %, $p < 0,001$); sont favorables à l'application de la loi par les services de police, 83 % (contre 76 %, $p = 0,003$); croient que la loi réduit la durée d'utilisation de la bicyclette par leur enfant, 5 % (contre 8 %, NS).

Les parents vivant dans une province imposant le port du casque à tous les cyclistes ont répondu comme suit par rapport à ceux vivant dans une province où seuls les enfants doivent porter le casque : sont préoccupés par les accidents de vélo, 68 % contre 61 %; croient que le port du casque est une mesure efficace, 96 % contre 99 %; l'enfant porte toujours un casque lorsqu'il fait du vélo, 77 % contre 73 %; sont favorables à une loi visant uniquement les enfants, 97 % contre 94 %; sont favorables à une loi visant les cyclistes de tous âges, 91 % contre 84 %; sont favorables à l'application de la loi par les services de police, 89 % contre 82 %; croient que la loi réduit la durée d'utilisation de la bicyclette par leur enfant 6 % contre 5 %. Aucune de ces comparaisons n'est statistiquement significative (soit $p < 0,004$).

Analyse

Cet échantillon national révèle que de nombreux parents croient que le port du casque est une mesure efficace et que l'adoption d'une loi en la matière ne réduit pas la durée d'utilisation de la bicyclette par leur enfant. De nombreux parents favorisent également l'adoption d'une loi touchant tous les cyclistes et l'application de cette loi par les services de police.

Un sondage antérieur réalisé en 1991 dans une ville canadienne avant l'adoption d'une loi dans ce domaine révélait un taux d'appui de 80 % en faveur de l'adoption de cette loi[10]. Ce chiffre est comparable au taux d'appui que nous avons observé chez les parents vivant dans une province n'ayant pas de loi dans le domaine. Le taux d'appui actuel de 93 % observé chez les parents vivant dans une province ayant une loi dans le domaine met en évidence une augmentation importante du taux d'appui au cours des deux dernières décennies.

Quatre provinces canadiennes sur dix (Colombie-Britannique, Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard et Nouvelle-Écosse) ont une législation imposant le port du casque à l'ensemble des cyclistes; la législation en Alberta et en Ontario vise les cyclistes âgés de moins de 18 ans; les autres

* http://www.legermarketing.com

TABLEAU 1
Caractéristiques des participants au sondage (N = 1002)

Variables	n	(%)
Âge des parents (ans)		
moins de 35	375	(37,4)
35 à 44	467	(46,6)
45 et plus	160	(16,0)
Sexe des parents sondés		
hommes	465	(46,4)
Scolarité des parents		
études secondaires / collégiales	492	(49,1)
université	500	(49,9)
préfère ne pas répondre	10	(1,0)
Revenu du ménage (dollars)		
moins de 50 000	178	(17,8)
50 000 à 124 999	528	(52,7)
125 000 et plus	160	(16,0)
ne sait pas / préfère ne pas répondre	136	(13,6)
Âge des enfants (ans)[a]		
moins de 1	138	(6,8)
1 à 4	829	(40,8)
5 à 9	777	(38,2)
10 à 14	217	(10,7)
15 à 17	72	(3,5)
Sexe des enfants		
masculin seulement	292	(29,1)
féminin seulement	286	(28,5)
masculin et féminin	414	(41,3)
préfère ne pas répondre	10	(1,0)
Province		
Colombie-Britannique	100	(10,0)
Alberta	85	(8,5)
Saskatchewan	28	(2,8)
Manitoba	57	(5,7)
Ontario	400	(39,9)
Québec	267	(26,7)
Nouveau-Brunswick	31	(3,1)
Île-du-Prince-Édouard	1	(0,1)
Nouvelle-Écosse	23	(2,3)
Terre-Neuve-et-Labrador	10	(1,0)
L'enfant a eu un accident de vélo exigeant des soins médicaux		
oui	36	(3,6)
non	957	(95,5)
ne sait pas / préfère ne pas répondre	9	(0,9)

[a] Si le nombre total d'enfants est supérieur au nombre de participants, c'est qu'une même famille peut compter plusieurs enfants (n = 2033).

provinces (Saskatchewan, Manitoba, Québec, Terre-Neuve-et-Labrador) ainsi que les territoires (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut) n'ont aucune législation dans ce domaine. Cette diversité offre de la matière à une expérience naturelle examinant l'usage du casque et les croyances qui s'y rattachent. Une analyse récente de données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes révèle que l'usage autodéclaré du casque chez les jeunes (12 à 18 ans) augmente dans la mesure où la loi a une portée plus universelle : 33 % dans les provinces n'ayant pas de législation, 47 % dans les provinces où la législation ne vise que les enfants et 78 % dans les provinces où les cyclistes de tous âges sont visés[11]. Dans notre groupe d'âge, composé principalement de préadolescents (86 % avaient moins de 10 ans), l'universalité de la loi est associée à l'appui déclaré par les parents en faveur d'une loi (enfants uniquement et tous les cyclistes) et de son application par les services de police, mais non aux taux déclarés par les parents d'utilisation du casque par l'enfant.

En Ontario, l'une des deux provinces où la loi ne touche que les enfants, les autorités se sont demandé si la législation ne devrait pas s'appliquer à tous les cyclistes. En juin 2012, le Bureau du coroner en chef[12] a rendu compte de l'examen de 129 décès accidentels de cyclistes survenus en Ontario entre 2006 et 2010. De ce nombre, 15 % avaient 19 ans ou moins et seulement 27 % portaient un casque protecteur. Le rapport du coroner recommandait de modifier le Code de la route afin de rendre obligatoire le port du casque chez les cyclistes de tous âges[12]. Les résultats de notre sondage donnent à penser que les parents accorderaient volontiers leur appui à une telle recommandation.

L'un des éléments du débat qui a cours actuellement sur les avantages et les inconvénients liés à l'adoption de textes législatifs rendant obligatoire le port du casque de vélo est que « la mise à exécution des lois décourage l'usage de la bicyclette et, partant, fait augmenter les coûts liés à l'obésité et au manque d'exercice pour la société et réduit la sécurité globale de l'usage de la bicyclette » [traduction][13,p.86]. Toutefois, l'observation directe d'enfants faisant de la bicyclette dans une ville canadienne chaque année entre 1993 et 1999 a révélé que l'adoption d'une loi sur le port du casque n'a pas eu d'effet notable sur la durée d'utilisation de la bicyclette par les enfants[14]. En outre, notre sondage révèle

que 5 % seulement des parents qui vivent dans une province où il y a une législation sur le port du casque ont déclaré que cette loi avait réduit le temps que leur enfant consacrait à faire de la bicyclette. Prises ensemble, toutes ces études sur les comportements d'enfants directement observés ou déclarés par les parents donnent à penser que la mise en place d'une loi a favorisé la sécurité sans pour autant réduire l'activité physique.

Limites

Le présent sondage comporte des limites liées à la scolarité plus élevée des parents répondants par rapport aux données du recensement national. Néanmoins, le fait que 70 % des parents sondés aient indiqué que leur(s) enfant(s) porte(nt) toujours un casque correspond à ce qui a été directement observé dans les études sur des cyclistes réalisées dans les provinces canadiennes avant et après l'adoption d'une loi[3,15,16]. Par exemple, plusieurs années après l'adoption d'une loi en Alberta et en Nouvelle-Écosse, entre 63 et 90 % des enfants et des adolescents roulant à vélo portaient un casque. Même si ces études, qui sont fondées sur l'observation directe, ne permettent pas d'évaluer la scolarité des parents, les sites d'observation ont été choisis au hasard et l'analyse a fait l'objet de contrôles du point de vue du quintile de revenu du voisinage. Par contraste, des observations directes sur le port du casque chez des enfants, six ans après l'adoption de la loi en Ontario, révèlent des variations en fonction du niveau de revenu du voisinage[17]. Il est donc possible que les attitudes et les croyances des parents au sujet de la réglementation par la loi du port du casque soient influencées par leur scolarité et leur revenu.

Notre étude comporte également plusieurs autres limites potentielles. Par exemple, les données ont été recueillies au mois de février, une période peu propice à l'usage de la bicyclette chez les enfants. Il se pourrait que la sensibilité des parents au port du casque chez les enfants, que leur préoccupation à l'égard des accidents de vélo et que leur appui en faveur d'une loi soient plus élevés pendant les saisons au cours desquelles les enfants font habituellement de la bicyclette. Dans l'affirmative, les estimations contenues dans notre étude seraient dites prudentes. En outre, même si nous avons obtenu un taux de réponse élevé, nous ne disposons pas de données sur les non-répondants. Enfin, nous sommes conscients que seuls des parents ont répondu au sondage, et que d'autres membres de la société devraient pouvoir participer à ce débat, en particulier lorsqu'il s'agit de déterminer si la législation devrait être restreinte aux enfants ou s'appliquer à l'ensemble des cyclistes.

Conclusion

Au Canada, les parents sont largement favorables à la législation du port du casque de vélo. Notre étude offre une perspective sociétale susceptible d'éclairer le débat actuel et de jouer un rôle utile auprès des professionnels de la santé publique, des spécialistes du transfert des connaissances ainsi que des décideurs, que ce soit au Canada ou dans d'autres pays.

Références

1. Ivers R. Systematic reviews of bicycle helmet research. Inj Prev. 2007;13:190.

2. Thompson DC, Rivara FP, Thompson R. Helmets for preventing head and facial injuries in bicyclists. Cochrane Database Syst Rev. 1999;4:CD001855.

3. Macpherson A, Spinks A. Bicycle helmet legislation for the uptake of helmet use and prevention of head injuries. Cochrane Database Syst Rev. 2007;2:CD005401.

4. Karkhaneh M, Rowe BH, Saunders LD, Voaklander DC, Hagel BE. Bicycle helmet use after the introduction of all ages helmet legislation in an urban community in Alberta, Canada. Can J Public Health. 2011;102:134-8.

5. Robinson DL. No clear evidence from countries that have enforced the wearing of helmets. BMJ. 2006;332:722-5.

6. Hagel B, Macpherson A, Rivara FP, Pless B. Arguments against helmet legislation are flawed. BMJ. 2006;332:725-6.

7. Statistique Canada. Tableau 2 : Nombre et proportion des personnes de 25 à 64 ans selon le niveau de scolarité atteint et les groupes d'âge, Canada, 2006 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006. Consultable à la page : http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/as-sa/97-560/table/t2-fra.cfm

8. Statistique Canada. Revenu familial, selon le type de famille (familles comptant un couple), 2009 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2009. Consultable à la page : http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l02/cst01/famil106a-fra.htm

9. Statistique Canada. Chiffres de population et des logements, Canada, provinces et territoires, recensements de 2011 et 2006 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [modifié le 30 janvier 2013; consulté le 7 février 2013]. Consultable à la page : http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/dp-pd/hlt-fst/pd-pl/Table-Tableau.cfm?Lang=fra&T=101&S=50&O=A

10. Hu X, Wesson DE, Parkin PC, Chipman ML, Spence LJ. Parental attitudes toward legislation for helmet use by child cyclists. Can J Public Health. 1993;84:163-5.

11. Dennis J, Potter B, Ramsay T, Zarychanski R. The effects of provincial bicycle helmet legislation on helmet use and bicycle ridership in Canada. Inj Prev. 2010;16:219-24.

12. Ministère de la sécurité communautaire et des services correctionnels de l'Ontario. Examen de tous les décès dus à un accident de vélo survenus en Ontario entre le 1er janvier 2006 et le 31 décembre 2010. Toronto (Ont.) : Bureau du coroner en chef de l'Ontario; juin 2012. Consultable à la page : http://www.mcscs.jus.gov.on.ca/french/DeathInvestigations/office_coroner/PublicationsandReports/accidentdevelo/DI_Cycling_Death_Review_fr.html

13. Robinson DL. Bicycle helmet legislation: can we reach a consensus? Accid Anal Prev. 2007;9:86-93.

14. Macpherson AK, Parkin PC, To TM. Mandatory helmet legislation and children's exposure to cycling. Inj Prev. 2001;7:228-30.

15. Karkhaneh M, Rowe BH, Saunders LD, Voaklander DC, Hagel BE. Bicycle helmet use four years after the introduction of helmet legislation in Alberta, Canada. Accid Anal Prev. 2011;43:788-96.

16. LeBlanc JC, Beattie TL, Culligan C. Effect of legislation on the use of bicycle helmets. CMAJ. 2002;166:592-5.

17. Macpherson AK, Macarthur C, To TM, Chipman ML, Wright JG, Parkin PC. Economic disparity in bicycle helmet use by children six years after the introduction of legislation. Inj Prev. 2006;12:231-5.

Valider un indice de défavorisation en santé publique : un exercice complexe, illustré par l'indice québécois

R. Pampalon, Ph. D.; D. Hamel, M. Sc.; P. Gamache, B. Sc.; A. Simpson, M. Sc.; M. D. Philibert, Ph. D.

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Malgré l'usage répandu d'indices de défavorisation en santé publique, leur validation est rarement abordée de manière explicite ou élaborée, car il s'agit là d'un exercice complexe.

Méthodologie : En nous fondant sur les propositions de chercheurs britanniques, nous avons cherché à valider l'indice québécois de défavorisation matérielle et sociale en utilisant des critères de validité (validité de contenu, validité sur critère et validité de construit), de fiabilité, de sensibilité et d'autres propriétés pertinentes en santé publique (intelligibilité, objectivité et praticabilité).

Résultats : Nous avons passé en revue la littérature internationale sur les indices de défavorisation ainsi que les publications et les utilisations de l'indice québécois et nous avons ajouté des données factuelles.

Conclusion : Après examen, il appert que l'indice québécois répond favorablement aux critères et propriétés de validation proposés. Des validations additionnelles s'imposent toutefois afin de mieux cerner les facteurs contextuels associés à cet indice.

Mots-clés : défavorisation, inégalités sociales de santé, indice, validité, fiabilité, Québec

Introduction

Des indices de défavorisation (*deprivation indices*) et autres indices socioéconomiques ayant une base territoriale sont amplement utilisés dans le domaine de la santé publique dans plusieurs pays[1-18], et au Canada[19-23]. Malgré l'usage répandu de tels indices, leur validation est rarement abordée de manière explicite, si ce n'est dans quelques textes provenant surtout de Grande-Bretagne[7,24-27]. En fait, valider un indice de défavorisation revient à vérifier s'il reflète bien la réalité à mesurer. Il s'agit d'un exercice complexe, car l'indice doit répondre à plusieurs critères d'évaluation et posséder certaines propriétés utiles à son domaine d'application (ici la santé publique).

Le but de cet article est de soumettre l'indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec[23] à ces critères et propriétés de validation. L'indice québécois a été développé à la fin des années 1990 et utilisé depuis au Québec et au Canada dans différents contextes. L'indice est d'abord sommairement décrit. Par la suite, les critères et propriétés de validation sont présentés, en référence d'abord à la littérature internationale, puis à l'indice québécois. Enfin, des réflexions sur la nature de l'indice québécois et des propositions de validation additionnelles sont formulées.

L'indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec

L'indice québécois de défavorisation a été conçu afin d'illustrer la présence d'inégalités sociales de santé et de recours aux services de santé. Ses visées sont principalement exploratoires et descriptives. Il s'applique à l'ensemble de la population du Québec en fonction du lieu de résidence.

La conception et la construction de l'indice s'appuient sur les réflexions de Peter Townsend sur la défavorisation et la littérature internationale sur les déterminants sociaux de la santé. L'indice comporte deux dimensions, que nous avons qualifiées de défavorisation matérielle et de défavorisation sociale.

L'indice est géographique : il repose sur la plus petite unité normalisée du recensement canadien, composée d'un ou de plusieurs pâtés de maison avoisinants et regroupant entre 400 et 700 personnes. Cette unité est le secteur de dénombrement (SD) pour les recensements de 1991 et 1996 et l'aire de diffusion (AD) pour les recensements de 2001 et 2006[28].

L'indice québécois de défavorisation est formé de six indicateurs socioéconomiques par SD ou AD : la proportion de personnes de 15 ans et plus n'ayant aucun certificat ou diplôme d'études secondaires, la proportion de personnes de 15 ans et plus occupant un emploi, le revenu moyen des personnes de 15 ans et plus, la proportion de personnes de 15 ans et plus vivant seules dans leur ménage, la proportion de personnes de 15 ans et plus dont l'état matrimonial est séparé, divorcé ou veuf et enfin la proportion de familles monoparentales. Tous ces indicateurs, sauf le dernier, sont ajustés en fonction de la structure par âge de la population du Québec et en fonction du sexe.

Rattachement des auteurs :

Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada

Correspondance : Robert Pampalon, Institut national de santé publique du Québec, 945, avenue Wolfe, Québec (Québec) G1V 5B3; tél. : 418-650-5115, poste 5719; téléc. : 418-654-3136; courriel : robert.pampalon@inspq.qc.ca

Nous avons extrait deux composantes de ces indicateurs grâce à une analyse en composantes principales (ACP) : la composante dite matérielle, qui est associée à l'emploi, à la scolarité et au revenu, et la composante sociale, qui est associée aux personnes veuves, séparées ou divorcées, à celles vivant seules ou vivant au sein de familles monoparentales. Pour chaque composante, nous avons produit grâce à l'ACP une note factorielle par SD ou AD indiquant son niveau relatif de défavorisation. En fonction de cette note, les SD ou AD du Québec sont groupés en quintiles (groupes de population de 20 %), du plus favorisé (Quintile 1, Q1) au plus défavorisé (Quintile 5, Q5). Il est ainsi possible de suivre les variations de la défavorisation sur chaque dimension séparément (Q1 à Q5) et sur les deux dimensions simultanément (Q1Q1 à Q5Q5).

La validation d'indices de défavorisation

La validation d'indices de défavorisation et de l'indice québécois de défavorisation matérielle et sociale s'inspire de propositions venant de la littérature[7,24-27] et, plus spécifiquement, d'un ouvrage portant sur la surveillance et la mesure de la défavorisation et des inégalités sociales de santé[24]. À la suite d'une recension d'indices de défavorisation utilisés en Grande-Bretagne, Carr-Hill et Chalmers-Dixon[24] ont en effet suggéré d'utiliser trois critères pour évaluer ce type d'indices, soit la validité, la fiabilité et la sensibilité, et de tenir compte d'autres propriétés utiles pour les politiques de la santé. Nous avons choisi de privilégier ici cette définition de Carr-Hill et Chalmers-Dixon, tout en reconnaissant que d'autres critères et propriétés sont répertoriés au sein de la communauté scientifique[29].

Nous avons utilisé trois approches pour mesurer la validité des indices de défavorisation, approches que l'on associe habituellement aux expressions suivantes : validité de contenu, validité de critère et validité de construit.

Validité de contenu

La validité de contenu (*content validity*) témoigne de la congruence entre le concept général de défavorisation, ses dimensions principales et les indicateurs choisis pour les illustrer[24]. Ces dimensions et ces indicateurs sont-ils appropriés? Représentent-ils toutes les facettes de la défavorisation dont l'indice cherche à rendre compte?

Les fondements conceptuels de l'indice québécois de défavorisation matérielle et sociale sont principalement issus des propositions de Peter Townsend[30], pour qui la défavorisation (*deprivation*) est un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe » [traduction]. L'auteur distingue deux formes de défavorisation, l'une matérielle et l'autre sociale. La première fait référence à la privation de biens et de commodités de la vie courante dans divers domaines tels que l'alimentation, le logement, l'environnement et le travail. La seconde, plus difficile à cerner selon Townsend, renvoie à la fragilité du lien social. Cette fragilité peut se situer dans l'univers familial comme elle peut s'étendre aux liens aux proches, amis, confidents, voisins et autres personnes apportant du soutien affectif et matériel (soutien social). Elle peut aussi refléter les difficultés d'intégration et de participation aux relations sociales et aux activités courantes dans la communauté locale, comme les activités récréatives ou éducatives.

Cette définition sommaire de la défavorisation proposée par Peter Townsend est à la base de plusieurs indices de défavorisation[7,9,20,25,26,31-33]. Les auteurs de ces indices ont souligné le caractère relatif de la défavorisation, ses aspects subjectifs et objectifs et ses dimensions matérielle et sociale. L'analyse de la défavorisation peut cependant toucher plus de deux dimensions, ou domaines distincts[13], et recouper d'autres concepts tels que pauvreté, désavantage, statut ou position socio-économique[1,6,10,15,16,26], marginalisation[22], ou encore isolement ou fragmentation sociale[34,35]. Dans tous les cas, les assises conceptuelles de ces indices de défavorisation et de ces autres indicateurs socio-économiques ayant une base territoriale restent peu élaborées[25-27].

L'échelle territoriale est pourtant un élément fondamental des indicateurs de défavorisation, ce qui les distingue des indicateurs liés aux individus, même si les uns servent souvent de substitut ou de *proxy* des autres et qu'ils sont parfois comparés[1,5,11,16,26,27]. Un indicateur territorial reflète une réalité spécifique[6,13,36], et qui varie selon l'échelle considérée[36,37].

Validité de critère

La validité de critère *(criterion validity)* permet de vérifier si les variations d'un indice de défavorisation sont fortement corrélées à celles d'une mesure externe à l'indice et reconnue comme reflétant la défavorisation[24].

La validité de critère est peu répandue car, tous l'admettent, il n'existe pas de valeur étalon (*gold standard*) de la défavorisation. Néanmoins, certaines pratiques s'y apparentent. Par exemple, certains auteurs ont comparé les variations territoriales de différents indices de défavorisation entre eux[25,27,37] ou ont comparé ces variations territoriales à celles de mesures concernant les individus, même s'il s'agit de réalités distinctes[1,16,26]. En outre, certains auteurs ont comparé les variations territoriales d'un nouvel indice à celles d'indices déjà utilisés comme celui de Townsend[6,7,15,16].

Comme il n'existe pas de mesure type, ou de référence, de la défavorisation, nous avons préféré discuter de l'indice québécois en termes de validité de convergence, comme on le verra plus loin.

Validité de construit

La validité de construit (*construct validity*) d'un indice de défavorisation dans le secteur de la santé peut revêtir plusieurs formes[24,29]. Elle concerne d'abord la construction de l'indice : on cherche à vérifier si cette construction est cohérente avec le concept de défavorisation. Elle s'exprime également au travers de relations cohérentes entre l'indice et d'autres mesures liées au concept de défavorisation, d'une part, et diverses mesures de santé et de recours aux services de santé, d'autre part. On parlera alors plus spécifiquement et

respectivement de *validité de convergence* et de *validité de prédiction*.

Pour opérationnaliser sa vision de la défavorisation, Peter Townsend a passé en revue divers indicateurs utilisés en Grande-Bretagne, certains provenant de bases administratives, d'autres d'enquêtes de santé[30], puis a proposé un indice de défavorisation matérielle combinant quatre indicateurs[24]. D'autres auteurs ont ajouté une dimension sociale en créant un indice séparé de défavorisation sociale[26], ou d'isolement social[34], combinant plusieurs indicateurs, tous issus des recensements.

Pour la construction de l'indice québécois, nous avons pris en considération ces indicateurs et réalisé une revue de la littérature sur l'environnement social et les inégalités sociales de santé[34,38-41]. Nous avons par la suite procédé à la sélection de nos indicateurs sur la base de critères théoriques et pratiques : affinité pour l'une ou l'autre forme de défavorisation, lien connu avec la santé, disponibilité à une échelle géographique fine dans le recensement[28] et enfin nombre limité d'indicateurs dans la composition de l'indice (parcimonie) pour en simplifier la compréhension. Notre processus de sélection a permis de retenir six indicateurs.

L'intégration de ces indicateurs sous forme d'indice n'a fait l'objet d'aucune hypothèse explicite. L'intention était de laisser s'exprimer les variations territoriales « naturelles » des indicateurs, sans a priori de regroupement. Nous avons utilisé pour cela une méthode exploratoire de synthèse, l'ACP, méthode fort utilisée dans la confection d'indices ayant une base géographique[3,6,7,13,16,18,20,22,32,33], tout en reconnaissant la pertinence du recours à des groupes d'experts[8,19] ou à des sommes à poids égal[5,25,27] pour l'intégration des indicateurs liés à certains indices.

L'ACP a révélé la présence de deux composantes. Au recensement de 2006, la première composante reflétait les variations de scolarité, d'emploi et de revenu personnel[42] (tableau 1). La seconde composante traduisait plutôt les variations dans la proportion de personnes vivant seules, de personnes séparées, divorcées ou veuves et de familles monoparentales. Ces résultats se rapprochent des propositions de Peter Townsend touchant les deux dimensions, matérielle et sociale, de la défavorisation. Ils s'en éloignent toutefois en matière de scolarité, qui est associée à la défavorisation sociale chez Townsend. De plus, ces deux composantes s'avèrent peu explicites sur les formes de la défavorisation.

Des travaux reliant les deux dimensions de l'indice québécois à d'autres indicateurs issus des recensements par SD ou AD permettent de préciser ces dimensions[43,44]. Par exemple, la défavorisation sociale varie étroitement avec certains indicateurs tels que la mobilité résidentielle (déménagements fréquents) et la proportion de locataires, deux indicateurs utilisés dans la construction d'indices de fragmentation ou d'isolement social[34,35]. Il reste que le recensement est une source de données limitée pour rendre compte de la fragilité des réseaux sociaux.

TABLEAU 1
Indicateurs et composantes de l'indice de défavorisation matérielle et sociale, Québec, 2006

Indicateur	Composante	
	matérielle	sociale
Aucun diplôme d'études secondaires ou certificat[a]	−0,85	+0,04
Rapport emploi / population[a]	+0,75	−0,18
Revenu moyen personnel[a]	+0,83	−0,28
Personnes vivant seules[a]	−0,12	+0,82
Personnes séparées, divorcées ou veuves[a]	−0,12	+0,85
Familles monoparentales	−0,21	+0,68
Variance expliquée (%)	34	33
Variance cumulée (%)	34	67

Source : Recensement canadien, 2006.

Remarque : Les valeurs de ce tableau sont des saturations. Elles s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateurs et composantes. Le signe (+ ou −) des indicateurs de la composante matérielle doit être inversé pour interpréter cette composante en termes de défavorisation.

[a] Proportion de personnes de 15 ans et plus, ajustée en fonction de la structure par âge de la population du Québec et en fonction du sexe.

Validité de convergence

Il devient alors nécessaire de comparer l'indice à des mesures externes (non issues des recensements) pouvant refléter la défavorisation et ses diverses dimensions. Nous avons procédé à trois exercices de ce type.

Dans un premier temps, nous avons comparé les variations spatiales de l'indice de défavorisation à celles de la proportion d'enfants vivant au sein de familles recevant une aide financière de dernier recours du Gouvernement du Québec (tableau 2). Cette aide est donnée aux familles dont l'avoir liquide (argent, actifs, etc.) est inférieur à un montant variant en fonction de la taille de la famille et de ses besoins. Elle est la seule source de revenu dont la famille dispose pour répondre à ses besoins de base (p. ex. logement et alimentation). Les deux tiers des familles recevant cette aide sont monoparentales[45]. On s'attendait donc à ce que la défavorisation matérielle et sociale augmente de pair avec la proportion d'enfants vivant dans une famille recevant cette aide, ce qui est bien le cas si l'on se fie aux statistiques fournies par le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale[45].

Les deux autres exercices ont permis de mieux cerner la dimension sociale de l'indice de défavorisation.

L'un a mis en lien les variations de l'indice québécois et celles observées à partir d'une étude approfondie de trois territoires de la région de Québec[46-48]. Deux de ces territoires affichaient des bilans de santé différents. L'indice de défavorisation matérielle était similaire entre ces territoires alors que l'indice de défavorisation sociale les différentiait fortement. Une enquête téléphonique auprès de 600 répondants de chaque territoire a

TABLEAU 2
Proportion (%) d'enfants vivant dans des familles recevant une aide financière de dernier recours, selon le quintile[a] de défavorisation matérielle et sociale, Québec, 2001

		Défavorisation sociale					
		Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Total défavorisation matérielle
Défavorisation matérielle	Q1	0,6	1,1	2,1	3,9	8,2	2,7
	Q2	1,6	2,9	4,2	7,6	13,5	5,2
	Q3	2,7	4,0	6,4	10,7	20,0	7,7
	Q4	4,3	5,6	9,2	15,5	26,0	11,3
	Q5	8,4	11,0	16,6	23,3	38,1	18,8
	Total défavorisation sociale	3,6	4,9	7,2	12,3	22,7	9,2

Source : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale.

[a] De Q1, le quintile le moins défavorisé, à Q5, le quintile le plus défavorisé.

recueilli des données sur la santé ainsi que sur les perceptions du milieu local. L'utilisation d'un indice de cohésion sociale[49], traitant de l'attrait du milieu local, des relations de voisinage et du sens communautaire, a produit des résultats cohérents avec ceux obtenus grâce aux indices de défavorisation sociale. Là où la défavorisation sociale était forte, la cohésion sociale était faible, et inversement. Des entrevues qualitatives auprès de résidents ont permis de constater que le fait d'être né dans le territoire et d'y retrouver des membres de sa famille était facteurs de cohésion.

Le dernier exercice reposait sur l'analyse de plusieurs cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes[50] et a permis d'explorer les liens entre certaines mesures de soutien social à l'échelle individuelle[51] et l'indice de défavorisation sociale dans le Québec urbain[52]. L'exercice a révélé qu'une augmentation de la défavorisation sociale allait de pair avec une diminution de trois mesures de soutien social, soit l'affection, les interactions sociales positives et le soutien émotionnel ou informationnel. Ces associations tenaient compte de l'âge, du sexe, du mode de vie, de la scolarité et du revenu du ménage des répondants à l'enquête.

En somme, non seulement les indicateurs retenus dans la construction de la dimension sociale de l'indice sont le reflet de la structure familiale et de l'état matrimonial, mais cette dimension capte aussi une réalité plus vaste. À l'échelle individuelle, cela traduit une fragilisation du soutien social chez les familles monoparentales et les personnes vivant seules, séparées, veuves ou divorcées. À l'échelle locale, cela témoigne d'une instabilité résidentielle (forte fréquence des déménagements[34,35]), ce qui ne favorise pas l'enracinement, les liens de voisinage, le développement ou encore la connaissance et l'accès aux ressources et réseaux d'aide qui s'y trouvent, ce que d'aucuns associent à de la cohésion sociale et à du capital social[53].

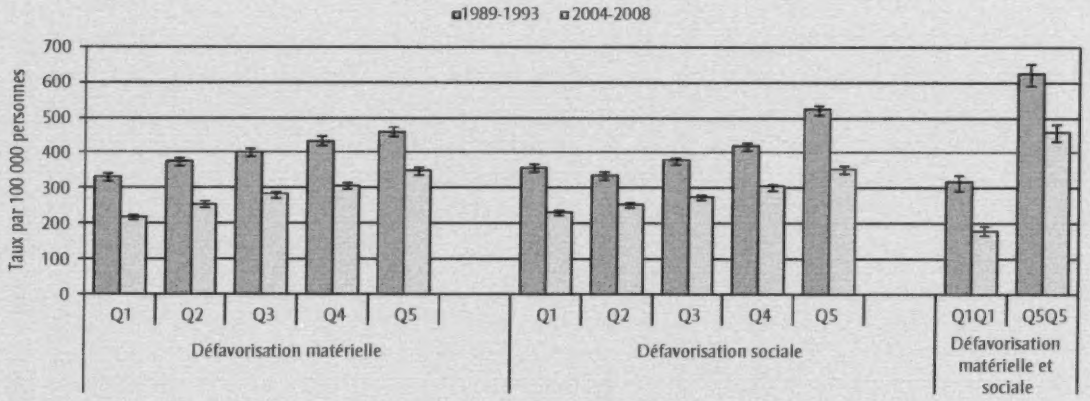
Validité de prédiction

Nous avons vu que l'objectif premier d'un indice de défavorisation est de repérer des inégalités sociales de santé et donc les associations entre défavorisation et santé[24]. Ces associations doivent être plausibles, corroborant les observations faites dans la littérature, ou doivent pouvoir faire l'objet d'explications ou d'hypothèses crédibles.

La validité de prédiction est de loin l'approche la plus utilisée pour témoigner de la qualité d'un indice de défavorisation[24] . Elle est vue comme une « preuve » de sa performance. Ainsi, par exemple, des liens ont pu être faits avec la mortalité générale[10,12,14,27], avec la mortalité prématurée (0-64 ans)[4,18] et selon la cause de décès[3,18], avec l'incidence du cancer[10], et notamment le cancer du poumon[14], avec l'incapacité à long terme[25-27], avec la perception de la santé[1,37], avec le tabagisme et l'alimentation[5], avec le faible poids à la naissance, le statut d'immunisation et l'intoxication au plomb chez les enfants[11,14], avec les infections transmises sexuellement, la tuberculose et la violence[54], avec l'infarctus du myocarde[7] et enfin avec le recours à l'hospitalisation[14,27], aux services médicaux[8] et psychiatriques[16]. En outre, la force de la relation entre la défavorisation et la santé varie selon la taille de l'unité spatiale à la base de l'indice. Plus l'unité spatiale est petite, plus la relation est forte[1,10,11,26,54].

L'indice québécois de défavorisation permet également de rendre compte de diverses situations sanitaires et sociales : il est lié aux indicateurs globaux de santé que sont l'espérance de vie et l'espérance de santé à la naissance et à divers âges[23,44,55,56] et à la mortalité, qu'il s'agisse de mortalité générale, de mortalité selon la cause médicale (p. ex. cancer, maladie de l'appareil circulatoire, traumatisme et accident vasculaire cérébral), de mortalité liée à des habitudes de vie (p. ex. tabagisme), de décès prématuré (moins de 75 ans), de décès chez les jeunes (18 ans ou moins) ou de survie[23,55-69]. On observe, par exemple, une augmentation des taux de décès prématurés tant au début des années 1990 qu'au milieu des années 2000 en fonction de la défavorisation matérielle et sociale (figure 1). Il en va pareillement d'autres indicateurs tels que l'incapacité[56,64,70-72], l'incidence ou la prévalence du diabète et de l'hypertension artérielle[72-74], la santé auto-déclarée[70], ainsi que de facteurs protecteurs ou de risques pour la santé : vaccination contre la grippe, naissance prématurée ou de faible poids, tabagisme et exposition à la fumée de tabac, obésité, insécurité alimentaire et sédentarité[23,61,70,75-78]. Enfin, des questions sociales telles que la fécondité adolescente et les cas d'abus, de

FIGURE 1
Taux de mortalité prématurée selon le quintile[a] de défavorisation matérielle et sociale, Québec, 1989-1993 et 2004-2008



Source : Recensements 1991 et 2006; fichiers des décès du Québec, 1989 à 1993 et 2004 à 2008.

Remarque : Les taux de décès sont ajustés selon l'âge, le sexe, la zone géographique et l'autre forme de défavorisation.

[a]De Q1, le quintile le moins défavorisé, à Q5, le quintile le plus défavorisé.

négligence et de troubles de comportement chez les jeunes sont associées à la défavorisation[23,44,61].

De telles relations ont été observées aussi dans le domaine du recours aux professionnels de la santé et aux services de santé. On a noté un accroissement des consultations de médecins omnipraticiens avec l'augmentation de la défavorisation, mais une tendance parfois inverse pour certaines spécialités médicales[44,61]. Cette tendance inverse vaut également pour certains services gratuits chez les jeunes de moins de 18 ans (examen de la vue) et de moins de 10 ans (consultation d'un dentiste) (figure 2). Le recours aux services des Centres locaux de services communautaires (CLSC), par contre, tout comme l'hospitalisation, la chirurgie d'un jour et l'hébergement dans une institution de soins de longue durée, augmente avec la défavorisation matérielle et sociale[44,61,70,79]. Un exemple récent nous est donné par le taux d'hospitalisation à la suite d'une infection de type A-H1N1 (figure 3).

En somme, l'indice québécois de défavorisation rend compte d'inégalités de santé appréciables, bien que leur ampleur puisse varier selon le thème considéré. Les deux formes de défavorisation, matérielle et sociale, interviennent le plus souvent de manière indépendante[23,44,56-61,63-69,71-76,78,79].

Fiabilité

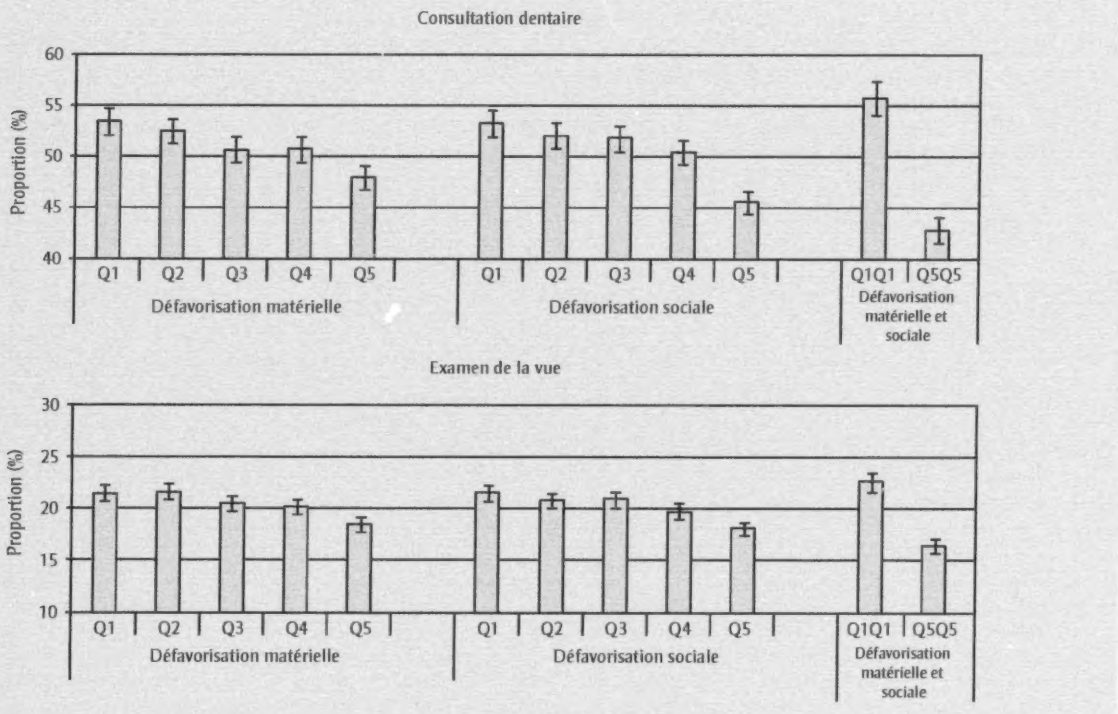
La fiabilité (*reliability*) d'un instrument de mesure est sa capacité à produire le même résultat dans les mêmes circonstances[24]. Pour les indices de défavorisation, cette capacité peut s'exprimer par exemple par de fortes corrélations entre les indicateurs formant l'indice, corrélations souvent testées par l'alpha de Cronbach. Certains auteurs font ainsi allusion à la cohérence interne de l'indice (*internal consistency*)[6,7,26]. Cette cohérence interne, toutefois, n'est guère pertinente quand l'indice compte plus d'une dimension[24]. La fiabilité d'un indice de défavorisation peut aussi s'exprimer par la stabilité de la structure de corrélations dans le temps et l'espace. On cherchera alors plutôt à vérifier si la structure de corrélations subsiste quels que soient la période et le milieu considérés.

La fiabilité de l'indice québécois de défavorisation peut être envisagée sous l'angle de la cohérence interne à chaque dimension de la défavorisation. Comme on l'a vu (tableau 1), des corrélations étroites existent entre les indicateurs formant chacune des deux dimensions, matérielle et sociale, de l'indice. Cette structure fondamentale de l'indice est visible partout au Québec et dans l'ensemble du Canada[42,68]. On l'observe à l'échelle des régions canadiennes, des régions métropolitaines de recensement, des villes de taille diverse et des milieux ruraux. Elle est aussi présente à chaque année de recensement entre 1991 et 2006. Bien que les corrélations entre les indicateurs puissent varier légèrement selon le lieu et la période considérés, la structure bidimensionnelle de l'indice québécois, elle, persiste[42]. Cette structure fondamentale semble ainsi permanente, une qualité essentielle pour suivre les inégalités sociales de santé dans le temps et dans l'espace.

Sensibilité

La sensibilité (*responsiveness*) reflète la capacité d'un instrument de mesure à détecter des différences ou des changements en fonction du lieu, des moments et des caractéristiques des individus[24]. Des variations de l'indice de défavorisation sont ainsi observables à l'échelle nationale, régionale ou locale, à l'aide de cartes par exemple[2,7,8,26,37]. Elles sont également observables en relation avec diverses

FIGURE 2
Proportion (%) de jeunes de moins de 10 ans ayant consulté un dentiste et de jeunes de moins de 18 ans ayant subi un examen de la vue, selon le quintile[a] de défavorisation matérielle et sociale, Québec, 2000 à 2002



Source : calculs effectués par l'Institut national de santé publique du Québec à partir des données fournies par la Régie de l'assurance maladie du Québec.

[a] De Q1, le quintile le moins défavorisé, à Q5, le quintile le plus défavorisé.

caractéristiques liées à la santé. Les relations varient ainsi selon l'âge et le sexe de la population[3,4,18,27], les adultes (25-64 ans) présentant habituellement les plus fortes inégalités de santé. Elles se modifient au fil des ans (réduction ou accroissement des inégalités) ou selon le territoire[3,4,11,16] et elles fluctuent selon le phénomène de santé à l'étude (la cause de décès, par exemple)[10,16,27].

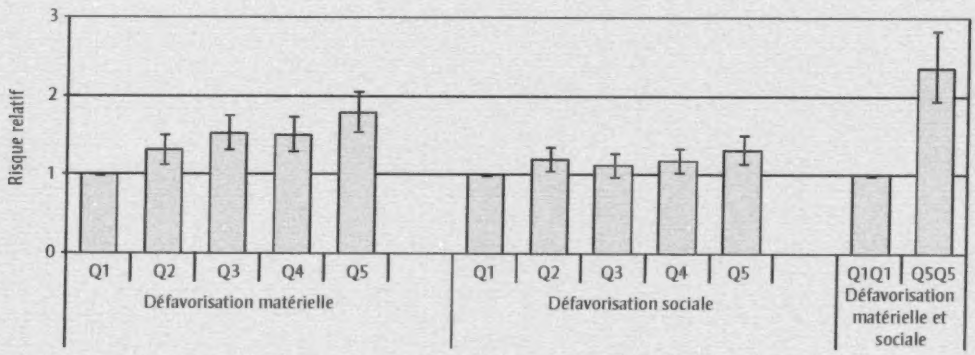
L'indice québécois de défavorisation a servi à la création d'un atlas interactif[44,80], où l'on peut découvrir de fortes variations de la défavorisation à l'échelle du Québec et à une échelle plus fine, en milieu urbain comme rural. Ces variations de l'indice québécois sont aussi associées à des inégalités de santé en lien avec le sexe et avec l'âge, les adultes affichant les plus forts ratios de mortalité entre les groupes extrêmes de défavorisation matérielle et sociale (figure 4). De plus, situation que l'on retrouve également ailleurs[18,81-84], l'indice québécois a permis de repérer une hausse des écarts relatifs de santé au Québec. En effet, selon les données présentées (figure 1), le ratio de mortalité prématurée entre groupes extrêmes de défavorisation est passé de 1,8 en 1989-1993 à 2,4 en 2004-2008. L'indice québécois a permis enfin de repérer des inégalités de santé d'ampleur variable selon la zone géographique et fluctuant dans le temps[62,64,66]. Ainsi, les inégalités progressent partout au Québec, sauf dans la région montréalaise, où elles sont par ailleurs plus élevées que dans le reste de la province. De tels écarts de santé ont aussi été mis en évidence ailleurs au Canada[63,67,68].

Autres propriétés

Dans le contexte de l'élaboration de politiques ou de programmes de santé publique, les indices de défavorisation doivent répondre à des exigences autres que purement techniques ou statistiques[24]. C'est le cas de l'intelligibilité de l'indice pour un public formé de décideurs et d'acteurs de terrain. L'indice doit être simple à comprendre, faire appel au sens commun et mener à des explications raisonnables, non ambigües. En ce sens, la contribution des indicateurs à l'indice doit être précise, claire, et, si possible, quantifiée. L'indice doit également être objectif (non manipulable) et applicable en tous points du territoire considéré, aux échelles nationale, régionale et locale. Enfin, l'indice doit répondre à des impératifs pragmatiques. Il doit pouvoir être mis à jour régulièrement, selon une même méthodologie, de manière gérable (temps et coût), et être introduit dans des bases de données du domaine de la santé.

Nous avons vu que l'indice de défavorisation du Québec demeure une mesure

FIGURE 3
Risque relatif d'hospitalisation à la suite d'une infection A (H1N1) selon le quintile[a] de défavorisation matérielle et sociale, Québec, avril à décembre 2009



Source : Fichier de surveillance des infections A-H1N1, Fichier des hospitalisations MED-ÉCHO, Ministère de la santé et des services sociaux du Québec.

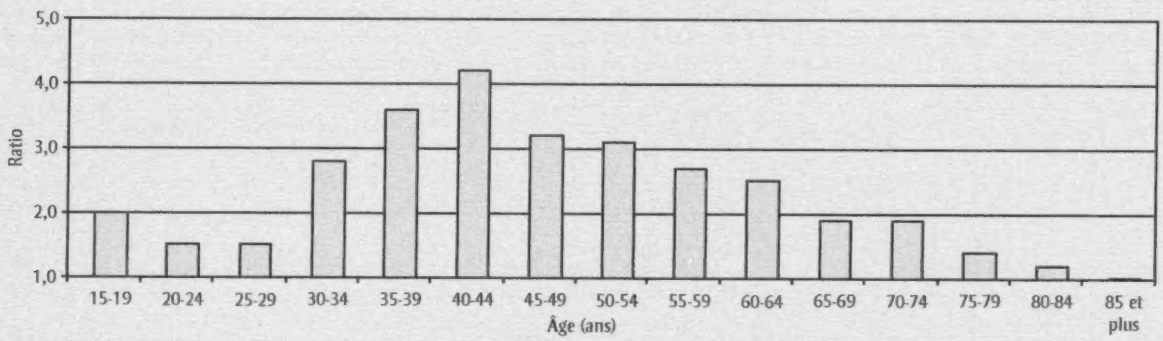
Remarque : Le risque relatif est ajusté selon l'âge, le sexe, la zone géographique et l'autre forme de défavorisation.

[a] De Q1, le quintile le moins défavorisé, à Q5, le quintile le plus défavorisé.

simple, formée de deux composantes et de six indicateurs bien connus pour leurs relations avec la santé. Sa structure est claire et le poids des indicateurs dans l'indice reflète leur corrélation aux composantes (tableau 1). Son utilisation témoigne de son intelligibilité par un public d'acteurs et de décideurs du secteur de la santé et des services sociaux au Québec. Ainsi, les variations locales de l'indice ont corroboré la perception d'intervenants de CLSC[79,85], et ces variations, à une échelle provinciale, ont servi à l'élaboration d'orientations ministérielles[61] et à la répartition des ressources entre régions[86]. Une compilation récente indique que la plupart des Agences régionales de la santé et des services sociaux du Québec recourent à l'indice de défavorisation pour en connaître les variations sur leur territoire et les liens avec diverses questions sanitaires et sociales[87].

Si des groupes d'experts ne sont pas intervenus au moment de la conception ou de la construction initiale de l'indice de défavorisation, nombre d'experts du domaine de la santé (intervenants et gestionnaires) à toutes les échelles géographiques ont par la suite commenté, utilisé et adapté cet indice à leurs besoins et à leur contexte de travail, contribuant à sa validation et à son évolution. C'est ainsi, par exemple, qu'une version locale de l'indice et qu'une grille d'interprétation des inégalités de recours aux services ont été élaborées conjointement avec des acteurs locaux de CLSC[79,85]. Cette grille met en parallèle les variations de l'indice et les savoirs des acteurs en matière d'orientations et de pratiques organisa-

FIGURE 4
Ratio des taux de mortalité entre les quintiles extrêmes de défavorisation matérielle et sociale (Q5Q5/Q1Q1) selon le groupe d'âge, Québec, 2000-2004



Source : Institut national de santé publique du Québec, 2008; http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=740

tionnelles (p. ex. clientèles cibles, critères d'accès aux services), de ressources disponibles sur le territoire (p. ex. cliniques médicales, groupes d'entraide et associations) et de populations difficiles à rejoindre (p. ex. personnes itinérantes ou avec des problèmes de santé mentale).

Enfin, la pertinence de l'utilisation de l'indice québécois est fonction de sa disponibilité dans le temps et dans l'espace. Nous avons vu qu'il existe pour 1991, 1996, 2001 et 2006 et qu'il couvre la totalité du territoire québécois (et canadien) sous plusieurs versions, nationale, régionale et locale. Des produits l'accompagnent (p. ex. des cartes interactives, des tableaux de population, des programmes d'assignation de l'indice), tous gratuits et accessibles par internet[80,88]. Enfin, des tableaux et des figures illustrant les inégalités de santé au Québec et recourant à l'indice de défavorisation sont régulièrement produits et mis en ligne[89].

Conclusion

Malgré l'usage répandu d'indices de défavorisation, peu d'exercices de validation ont été formellement réalisés. En se basant sur les critères de validation proposés par Carr-Hill et Chalmers-Dixon[24], nous pouvons conclure que l'indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec répond favorablement à diverses exigences de validité, de fiabilité et de sensibilité ainsi que d'utilité en santé publique.

Des réserves s'imposent, toutefois, tenant à la nature géographique de l'indice. De fait, l'indice caractérise les attributs socioéconomiques de l'ensemble des résidents de petits territoires. Quoiqu'il soit souvent utilisé comme substitut aux mesures liées aux individus, l'indice demeure une mesure liée à un territoire. Des études, dont certaines québécoises et canadiennes[56,64,67,90], montrent que l'ampleur des inégalités de santé est sous-estimée par une mesure de type géographique, spécialement dans les petites villes et en milieu rural. Elles révèlent aussi que les inégalités de santé sont associées aux deux types de mesures (celles liées aux territoires et celles liées aux individus), et ce, de façon indépendante, ce qui signifie qu'elles résultent de réalités à la fois géographiques et individuelles[56,64,67,91-97].

Une meilleure connaissance de ces réalités géographiques est donc nécessaire afin de saisir tous les éléments de contenu et de construit se rattachant à un indice de défavorisation. Pour y parvenir, une stratégie de recherche à l'échelle locale alliant théories, concepts, méthodes et indicateurs est de mise[98-101]. Des cadres de référence sur les facteurs « contextuels » associés à la santé doivent être utilisés[53;98;102;103]. La dimension sociale de l'indice gagnerait particulièrement à être reliée aux concepts et aux mesures de cohésion sociale et de capital social et à leurs composantes (p. ex. valeurs, soutien social, contrôle social informel et participation communautaire). La dimension matérielle gagnerait à être associée à divers domaines tels que l'environnement physique (p. ex. eau et air), l'environnement bâti (p. ex. logement et accès aux services), les infrastructures publiques (p. ex. écoles, espaces verts et transports en commun) et privées (p. ex. magasins d'alimentation). C'est là l'itinéraire à suivre pour de prochains exercices de validation de l'indice québécois.

Enfin, rappelons que cet indice a été conçu pour illustrer la présence d'inégalités sociales de santé et que ses visées sont exploratoires et descriptives. L'indice n'est pas un schéma explicatif de ces inégalités. Il ignore par exemple les dimensions reliées à la santé que sont l'immigration ou le statut autochtone, même si ces dimensions sont prises en compte par ailleurs[63,66]. L'indice québécois constitue donc plutôt un marqueur d'inégalités sociales de santé et il s'avère, de ce fait, un point de départ pertinent vers des études plus approfondies et une meilleure connaissance de ces inégalités.

Références

1. Adams J, Ryan V, White M. How accurate are Townsend Deprivation Scores as predictors of self-reported health? A comparison with individual level data. J Public Health (Oxf). 2005;27(1):101-6.
2. Bajekal M, Jan S, Jarman B. The Swedish UPA score: an administrative tool for identification of underprivileged areas. Scand J Soc Med. 1996;24(3):177-84.
3. Benach J, Yasui Y, Borrell C, Pasarin MI, Martinez JM, Daponte A. The public health burden of material deprivation: excess mortality in leading causes of death in Spain. Prev Med. 2003;36(3):300-8.
4. Carstairs V, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. BMJ. 1989;299(6704):886-9.
5. Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. J Epidemiol Community Health. 1995; 49(Suppl. 2):S3-8.
6. Challier B, Viel JF. Relevance and validity of a new French composite index to measure poverty on a geographical level. Rev Epidemiol Sante Publique. 2001; 49(1):41-50.
7. Havard S, Deguen S, Bodin J, Louis K, Laurent O, Bard D. A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France. Soc Sci Med. 2008;67(12):2007-16.
8. Jarman B. Identification of underprivileged areas. Br Med J (Clin Res Ed). 1983;286(6379): 1705-9.
9. Jarman B, Townsend P, Carstairs V. Deprivation indices. BMJ. 1991;303(6801): 523.
10. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader M, Subramanian SV, Carson R. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: does the choice of area-based measure and geographic level matter? Am J Epidemiol. 2002;156(5):471-82.
11. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Choosing area based socioeconomic measures to monitor social inequalities in low birth weight and childhood lead poisoning: The Public Health Disparities Geocoding Project (US). J Epidemiol Community Health. 2003;57(3):186-99.

12. Kunst AE. Commentary: Using geographical data to monitor socioeconomic inequalities in mortality: experiences from Japanese studies. Int J Epidemiol. 2005; 34(1):110-2.

13. Noble M, McLennan D, Wilkinson K, Whitworth A, Barnes H. The English indices of deprivation 2007. London: Department for Communities and Local Government; 2008.

14. Salmond C, Crampton P, Sutton F. NZDep91: A New Zealand index of deprivation. Aust N Z J Public Health. 1998; 22(7):835-7.

15. Shaw M, Galobardes B, Lawlor DA, Lynch J, Wheeler B, Davey Smith G. The handbook of inequality and socioeconomic position. Bristol (UK) : The Policy Press; 2007.

16. Tello JE, Jones J, Bonizzato P, Mazzi M, Amaddeo F, Tansella M. A census-based socio-economic status (SES) index as a tool to examine the relationship between mental health services use and deprivation. Soc Sci Med. 2005;61(10):2096-105.

17. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. Health and deprivation: inequalities and the North. London (UK) : Croom Helm; 1988.

18. Turrell G, Mathers C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997. Int J Epidemiol. 2001;30:231-9.

19. Bell N, Hayes MV. The Vancouver Area Neighbourhood Deprivation Index (Vandix): a census-based tool for assessing small-area variations in health status. Can J Public Health. 2012;103(Suppl. 2):S28-32.

20. Chateau D, Metge C, Prior H, Sooden R-A. Learning from the census: the Socio-economic Factor Index (SEFI) and health outcomes in Manitoba. Can J Public Health. 2012;103(Suppl. 2):S23-7.

21. Frohlich N, Mustard C. A regional comparison of socioeconomic and health indices in a Canadian province. Soc Sci Med. 1996;42(9):1273-81.

22. Matheson FI, Dunn JR, Smith KLW, Moineddin R, Glazier RH. Development of the Canadian Marginalization Index: a new tool for the study of inequality. Can J Public Health. 2012;103(Suppl. 2):S12-6.

23. Pampalon R, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. Maladies chroniques au Canada. 2000;21(3):113-22.

24. Carr-Hill R, Chalmers-Dixon P. The Public Health Observatory handbook of health inequalities measurement. Oxford (UK): South East Public Health Observatory; 2005.

25. Gordon D. Census based deprivation indices: their weighting and validation. J Epidemiol Community Health. 1995 Dec;49(Suppl. 2):S39-44.

26. Gordon D. Area-based deprivation measures: a U.K. perspective. Dans: Kawachi I, Berkman LF (dir). Neighborhoods and Health. Oxford: Oxford University Press; 2003. p. 179-210.

27. Morris R, Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. J Public Health Med. 1991 Nov;13(4):318-26.

28. Statistique Canada. Dictionnaire du recensement 2001 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2003 [consultation le 13 décembre 2012]. Consultable à la page : http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/index_f.htm

29. Porta M, International Epidemiological Association (dir.). A dictionary of epidemiology. 5th edition. Oxford University Press; 2008.

30. Townsend P. Deprivation. Journal of Social Policy. 1987;16:125-46.

31. Ministère de la santé et des services sociaux du Québec. Troisième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec. Riches de tous nos enfants. La pauvreté et ses répercussions sur la santé des jeunes de moins de 18 ans. Québec (Qc) : MSSS; 2007.

32. Rey G, Jougla E, Fouillet A, Hemon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997-2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. BMC Public Health. 2009;9:33.

33. Salmond CE, Crampton P. Development of New Zealand's deprivation index (NZDep) and its uptake as a national policy tool. Can J Public Health. 2012;106(Suppl. 2):S7-11.

34. Congdon P. The epidemiology of suicide in London. J Royal Stat Soc Ser A. 1996;159:515-33.

35. Curtis S, Copeland A, Fagg J, Congdon P, Almog M, Fitzpatrick J. The ecological relationship between deprivation, social isolation and rates of hospital admission for acute psychiatric care: a comparison of London and New York City. Health Place. 2006;12(1):19-37.

36. Krieger N, Zierler S, Hogan JW et collab. Geocoding and measurement of neighborhood socioeconomic position: a U.S. perspective. Dans : Kawachi I, Berkman LF (dir.). Neighborhoods and Health. Oxford (UK) : Oxford University Press; 2003. p. 147-78.

37. Schuurman N, Bell N, Dunn JR, Oliver L. Deprivation indices, population health and geography: an evaluation of the spatial effectiveness of indices at multiple scales. J Urban Health. 2007;84(4):591-603.

38. Berkman LF, Kawachi I (dir.). Social epidemiology. Oxford (UK) : Oxford University Press; 2000.

39. Hayes M, Foster LT, Foster HD. Community, environment and health: geographic perspectives. Victoria (C.-B.) : University of Victoria; 1992.

40. Insel PM, Moss RH. Health and the Social Environment. Toronto (Ont.) : D.C. Health and Company; 1974.

41. Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. Les inégalités sociales de santé. Paris (FR) : Éditions La Découverte/Syros; 2000.

42. Pampalon R, Gamache P, Hamel D. Indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec. Suivi méthodologique de 1991 à 2006. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; 2011.

43. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Residential mobility, deprivation and health in Québec. 14th International Medical Geography Symposium. Durham (UK); 2011.

44. Pampalon R, Raymond G. Indice de défavorisation matérielle et sociale : son application au secteur de la santé et du bien-être. Santé, Société et Solidarité. 2003;(1):191-208.

45. Ministère de l'emploi et de la solidarité sociale. Rapport statistique sur la clientèle d'assistance sociale. Québec (Qc) : Gouvernement du Québec, MESS; 2012.

46. De Koninck M, Disant MJ, Pampalon R, Équipe de recherche sur les inégalités sociales de santé. Inégalités sociales de santé, influence des milieux de vie. Lien social et Politiques. 2006;55:125-36.

47. De Koninck M, Pampalon R. Living environments and health at a local scale: the case of three localities in the Québec City region. Can J Public Health. 2007;98(S1): 45-53.

48. Pampalon R, Hamel D, De Koninck M, Disant MJ. Perception of place and health: differences between neighbourhoods in the Québec City region. Soc Sci Med. 2007;65:95-111.

49. Buckner JC. The development of an instrument to measure neighborhood cohesion. Am J Commun Psychol. 1988;16(6):771-91.

50. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [modification le 23 avril 2012; consultation le 8 août 2013]. Consultable à la page : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/surveill/nutrition/commun/index-fra.php

51. Sherbourne C. The MOS social support survey. Soc Sci Med. 1991;32(6):705-14.

52. Philibert MD, Pampalon R, Hamel D, Daniel M. Interactions between neighborhood characteristics and individual functional status in relation to disability among Québec urbanites. Disabil Health J. 2013; [sous presse].

53. Carpiano RM. Toward a neighborhood resource-based theory of social capital for health: can Bourdieu and sociology help? Soc Sci Med. 2006;62(1):165-75.

54. Krieger N, Waterman PD, Chen JT, Soobader MJ, Subramanian SV. Monitoring socioeconomic inequalities in sexually transmitted infections, tuberculosis, and violence: geocoding and choice of area-based socioeconomic measures–the public health disparities geocoding project (US). Public Health Rep. 2003;118(3): 240-60.

55. Pampalon R. Espérance de santé et défavorisation au Québec, 1996-1998. Québec : Institut national de santé publique du Québec; 2002.

56. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Une comparaison de données socio-économiques individuelles et géographiques pour la surveillance des inégalités sociales de santé au Canada. Rapports sur la santé. 2009;20(4):95-105.

57. Dupont MA, Pampalon R, Hamel D. Inégalités sociales et mortalité des femmes et des hommes atteints de cancer au Québec, 1994-1998. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; 2004.

58. Gagne M, Hamel D. Défavorisation et hospitalisations pour blessures non intentionnelles chez les enfants québécois. Maladies chroniques au Canada. 2009; 29(2):63-77.

59. Hamel D, Pampalon R. Traumatismes et défavorisation au Québec. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; 2002.

60. Martinez J, Pampalon R, Hamel D. Défavorisation et mortalité par accident vasculaire cérébral au Québec. Maladies chroniques au Canada. 2003;24(2-3):62-70.

61. Ministère de la santé et des services sociaux du Québec. Troisième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec. Riches de tous nos enfants. La pauvreté et ses répercussions sur la santé des jeunes de moins de 18 ans. Québec (Qc) : MSSS; 2007.

62. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Les inégalités sociales de santé augmentent-elles au Québec? Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; 2008.

63. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Health inequalities, deprivation, immigration and aboriginality in Canada: a geographic perspective. Can J Public Health. 2010;101(6):470-64.

64. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Portrait social du Québec. Données et analyses. Édition 2010. Québec (Qc) : Institut de la Statistique du Québec; 2010. Chapitre 2. Les inégalités sociales de santé. Une réalité dont l'ampleur est sous-estimée. p. 51-64.

65. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Évolution de la mortalité prématurée au Québec selon la défavorisation matérielle et sociale. Dans : Frohlich K, De Koninck M, Bernard P, Demers A (dir.). Les inégalités sociales de santé au Québec. Montréal (Qc) : Les Presses de l'Université de Montréal; 2008. p. 13-36.

66. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Recent changes in the geography of social disparities in premature mortality in Quebec. Soc Sci Med. 2008;67(8):1269-81.

67. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Health inequalities in urban and rural Canada: comparing inequalities in survival according to an individual and area-based deprivation index. Health Place. 2010;16(2): 416-20.

68. Pampalon R, Hamel D, Gamache P, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé au Canada. Maladies chroniques au Canada. 2009; 29(4):199-213.

69. Ross NA, Oliver LN, Villeneuve PJ. The contribution of neighbourhood material and social deprivation to survival: a 22-year follow-up of more than 500,000 Canadians. Int J Environ Res Public Health. 2013;10:1378-91.

70. Institut canadien d'information sur la santé. Réduction des écarts en matière de santé: un regard sur le statut socioéconomique en milieu urbain au Canada. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2008.

71. Curtis S, Setia MS, Quesnel-Vallee A. Socio-geographic mobility and health status: a longitudinal analysis using the National Population Health Survey of Canada. Soc Sci Med. 2009;69(12):1845-53.

72. Schmitz N, Nitka D, Gariepy G et collab. Association between neighborhood-level deprivation and disability in a community sample of people with diabetes. Diabetes Care. 2009;32(11):1998-2004.

73. Aubé-Maurice J, Rochette L, Blais C. Relation entre la défavorisation et l'incidence de l'hypertension artérielle chez les individus de 20 ans et plus au Québec en 2006-2007. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; 2010.

74. Ouhoummane N, Abdous B, Pampalon R, Hamel D, Poirier P. Impact of deprivation on post acute myocardial infarction mortality among men and women with diabetes in Québec, Canada. 2010 (inédit).

75. Dubois L. Food, nutrition and population health: from scarcity to social inequalities. Dans: Heymann J, Hertzman C, Barer ML, Evans RG (dir.). Healthier societies. from analysis to action. New York : Oxford University Press; 2006. p. 135-72.

76. Auger N, Park AL, Gamache P, Pampalon R, Daniel M. Weighing the contributions of material and social area deprivation to preterm birth. Soc Sci Med. 2012; 75(6):1032-7.

77. Lasnier B, Leclerc BS, Hamel D. Les inégalités sociales de santé en matière de tabagisme et d'exposition à la fumée de tabac dans l'environnement au Québec. Québec (Qc) : Institut national de santé publique; 2012.

78. Blanchet C, Rochette L. Sécurité et insécurité alimentaire chez les Québécois: une analyse de la situation en lien avec leurs habitudes alimentaires. Québec (Qc) : Institut national de santé publique; 2011.

79. Philibert MD, Pampalon R, Hamel D, Thouez JP, Loiselle CG. Deprivation and utilization of health and social services in Québec: a local scale evaluation system. Soc Sci Med. 2007;64(8):1651-64.

80. Ministère de la santé et des services sociaux. Variations nationales de l'indice de défavorisation [Internet]. Québec (Qc) : Gouvernement du Québec, MSSS; 2008 [consultation le 8 août 2013]. Consultable à la page : http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/atlas/index.php?id_carte=11

81. Davey-Smith G, Dorling D, Shaw M. Health inequalities in Britain: continuing increases up to the end of the 20th century. J Epidemiol Community Health. 2002;56: 434-5.

82. Leclerc A, Chastang JF, Menvielle G, Luce D. Socioeconomic inequalities in premature mortality in France: have they widened in recent decades? Soc Sci Med. 2006;62(8): 2035-45.

83. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O et collab. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. Int J Epidemiol. 2003;32:830-7.

84. Singh GK, Siahpush M. Increasing inequalities in all-cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998. Int J Epidemiol. 2002;31(3):600-13.

85. Pampalon R, Philibert M, Hamel D. Inégalités sociales et services de proximité au Québec: Développement d'un système d'évaluation issu d'une collaboration entre chercheurs et intervenants. Santé, Société et Solidarité. 2004;(2):73-88.

86. Ministère de la santé et des services sociaux du Québec. Nouveau mode d'allocation des ressources 2007-2008. Québec (Qc) : Gouvernement du Québec, MSSS; 2007.

87. Richard P, Drouin C. Consultation sur la participation régionale aux travaux d'inégalités sociales et de santé. Table nationale de surveillance, Forum de Concertation Interrégional en Surveillance; 2010.

88. Institut national de santé publique du Québec. Indice de défavorisation [Internet]. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; [modification le 26 novembre 2008; consultation le 8 août 2013]. Consultable à la page : http://www.inspq.qc.ca/santescope/liens.asp?Lg=fr&nav=M&comp=9

89. Institut national de santé publique du Québec. Inégalités sociales de santé [Internet]. Québec (Qc) : Institut national de santé publique du Québec; [modification le 1 août 2008; consultation le 8 août 2013]. Consultable à la page : http://www.inspq.qc.ca/santescope/default.asp?NumVol=5&nav=M

90. Wilkins R, Tjepkema M, Mustard C, Choinière R. Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. Rapports sur la santé. 2008;19(3):27-48.

91. Davey-Smith G, Hart C, Watt G, Hole D, Hawthorne V. Individual social class, area-based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: the Renfrew and Paisley study. J Epidemiol Community Health. 1998;52:399-405.

92. Davey-Smith G, Hart C. Re: "Use of census-based aggreagate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples". Am J Epidemiol. 1999; 150(9):996-7.

93. Geronimus AT, Bound J. Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples. Am J Epidemiol. 1998; 148(5):475-86.

94. Krieger N. Overcoming the absence of socioeconomic data in medical records: validation and application of a census-based methodology. Am J Public Health. 1992;82(5):703-10.

95. Krieger N, Gordon D. Re: "Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples". Am J Epidemiol. 1999; 150(8):892-6.

96. Rehkopf DH, Haughton LT, Chen JT, Waterman PD, Subramanian SV, Krieger N. Monitoring socioeconomic disparities in death: comparing individual-level education and area-based socioeconomic measures. Am J Public Health. 2006;96(12): 2135-8.

97. Subramanian SV, Chen JT, Rehkopf DH, Waterman PD, Krieger N. Comparing individual- and area-based socioeconomic measures for the surveillance of health disparities: A multilevel analysis of Massachusetts births, 1989-1991. Am J Epidemiol. 2006;164(9):823-34.

98. Bernard P, Charafeddine R, Frohlich KL, Daniel M, Kestens Y, Potvin L. Health inequalities and place: a theoretical conception of neighbourhood. Soc Sci Med. 2007;65(9):1839-52.

99. Cummins S, Curtis S, Diez-Roux AV, Macintyre S. Understanding and representing 'place' in health research: a relational approach. Soc Sci Med. 2007;65(9): 1825-38.

100. Frohlich KL, Dunn JR, McLaren L et collab. Understanding place and health: a heuristic for using administrative data. Health Place. 2007;13(2):299-309.

101. Krieger N. Epidemiology and the web of causation: has anyone seen the spider? Soc Sci Med. 1994;39(7):887-903.

102. Macintyre S, Ellaway A, Cummins S. Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? Soc Sci Med. 2002;55(1):125-39.

103. Northridge ME, Sclar ED, Biswas P. Sorting out the connections between the built environment and health: a conceptual framework for navigating pathways and planning healthy cities. J Urban Health. 2003;80(4):556-68.

Dossiers des coroners sur la mortalité par suicide à Montréal : limites et incidences sur les stratégies de prévention du suicide

J. Houle, Ph. D.; C. Guillou-Ouellette, B. Sc.

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : À Montréal, les caractéristiques des cas de suicide sont susceptibles de varier d'un territoire à l'autre. Les données recueillies par les coroners dans le cadre de leurs investigations sur les suicides pourraient servir à appuyer la planification en matière de prévention du suicide à l'échelle locale.

Méthodologie : Dans cette étude, nous avons analysé tous les dossiers des coroners relatifs aux décès par suicide survenus à Montréal entre 2007 et 2009 afin de déterminer l'utilité des données disponibles, d'établir un profil des cas de suicide et d'examiner les différences à l'échelle locale en comparant deux territoires, celui ayant le taux de suicide le plus élevé et celui ayant le taux le plus faible.

Résultats : Les données recueillies ont révélé qu'il n'existait pas de procédure uniforme et systématique pour la consignation des données sur les décès par suicide. Quoique les taux de données manquantes aient été variables, ils étaient très élevés en ce qui concerne les antécédents de tentative de suicide et les événements récents qui pourraient avoir provoqué le suicide. Nous avons observé des différences dans les caractéristiques des personnes qui s'enlèvent la vie en fonction du territoire de résidence.

Conclusion : L'adoption par les coroners d'une procédure uniforme de collecte de données sur les cas de suicide permettrait aux décideurs d'avoir un portrait plus juste des personnes décédées par suicide au sein de leur territoire. S'adapter à la situation locale pourrait améliorer les stratégies de prévention du suicide.

Mots-clés : suicide, coroner, prévention, surveillance

Introduction

Entre 2000 et 2009, on a observé une diminution significative du taux de suicide au Québec, qui est passé de 16,8 pour 100 000 à 12,5 pour 100 000, tandis que le taux canadien demeurait relativement stable, passant de 11,4 à 10,7 pour 100 000[1,2]. Cette baisse ne touche cependant pas tous les sous-groupes de population de la même manière[3]. Ainsi, la diminution du taux de suicide chez les jeunes de 15 à 19 ans a été remarquable (10 % chez les garçons et 14 % chez les filles), mais chez les personnes de 50 ans et plus, le taux de suicide est demeuré relativement stable pour les deux sexes. Ce constat donne à penser qu'il convient d'améliorer les stratégies existantes de prévention du suicide chez les adultes vieillissants. Même si les stratégies universelles de prévention du suicide (p. ex. la restriction des moyens) sont efficaces[4], les experts conviennent généralement qu'il faut mettre en œuvre des stratégies sélectives qui ciblent des populations à risque particulières et tiennent compte de facteurs tels que l'âge, la situation socio-économique, les normes culturelles et le milieu social[5-8]. Des interventions adaptées se sont avérées efficaces pour réduire le taux de suicide chez les adultes vieillissants[5,9], les policiers[10] et les membres de la Force aérienne des États-Unis[11,12].

Les taux de suicide ne sont pas les mêmes en milieu rural et en milieu urbain[13]. Les régions densément peuplées de Laval et de Montréal affichent les taux de suicide les plus bas de la province de Québec. En 2009, le taux de suicide dans la Région métropolitaine de Montréal (RMR) s'établissait à 10,1 pour 100 000[2,14]. La RMR est divisée en 12 territoires gérés par un Centre de santé et de services sociaux (CSSS), chacun avec sa structure et ses services. Les CSSS sont responsables de mettre en œuvre les stratégies les plus efficaces en matière de prévention du suicide[15], en collaboration avec leurs partenaires du milieu communautaire, par exemple les organisations non gouvernementales et les médecins.

L'Agence de la santé et des services sociaux (ASSS) de Montréal fournit aux CSSS des données statistiques générales sur les taux de suicide sur leurs territoires respectifs ainsi que sur les liens entre ces taux et d'autres indicateurs[16]. Ces données statistiques font ressortir des différences considérables dans les taux de suicide en fonction des territoires desservis par les services de santé. Entre 2005 et 2009, le taux ajusté de mortalité par suicide était de 17,4 pour 100 000 pour un CSSS du centre de Montréal, contre 5,1 pour 100 000 pour un CSSS de l'ouest de la ville[14]. Malgré leur utilité, ces données statistiques ne sauraient suffire pour dresser ne serait-ce qu'un profil sommaire des cas de suicide au sein de chaque territoire, parce qu'elles ne permettent pas de

Rattachement des auteurs :

Département de psychologie, Centre de recherche et d'intervention sur le suicide et l'euthanasie (CRISE), Université du Québec à Montréal, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Janie Houle, Département de psychologie, Centre de recherche et d'intervention sur le suicide et l'euthanasie (CRISE), Université du Québec à Montréal, C. P. 8888, succ. Centre-Ville, Montréal (Québec) H3C 3P8; *tél.* : 514-987-3000, poste 4751; *téléc.* : 514-987-0350; *courriel* : houle.janie@uqam.ca

connaître les caractéristiques sociodémographiques des personnes décédées, ni les circonstances de leur décès. De plus, ce profil varie probablement d'un CSSS à l'autre, ce qui rend nécessaire l'adaptation des mesures préventives à la situation locale.

Au Québec, conformément à la *Loi sur la recherche des causes et des circonstances des décès*[17], un coroner doit établir les causes de tous les décès survenus dans des circonstances obscures ou violentes, ce qui inclut tous les cas de suicide. Chaque suicide fait donc l'objet d'une investigation menée par l'un des 85 coroners de la province. Les coroners sont des médecins, des avocats ou des notaires; ils doivent avoir au minimum quatre années d'expérience professionnelle pour être nommés coroners à temps partiel, et huit années pour être nommés coroners permanents. Les coroners sont nommés par le gouvernement du Québec après un processus approfondi d'entrevue et sur recommandation du ministre de la Sécurité publique. Il y a 13 coroners dans la RMR, pour la plupart médecins à temps partiel (9).

Lorsqu'ils procèdent à une investigation sur un décès par suicide, les coroners sont tenus de produire un rapport d'investigation, mais ils ne reçoivent ni gabarit ni lignes directrices à cet effet. Les policiers sont souvent mis à contribution au cours de l'investigation, et les amis et les membres de la famille sont presque toujours consultés. Les coroners concluent rarement que la cause du décès est indéterminée (en 2009, seulement 2 % des investigations ont donné lieu à une telle conclusion). On estime en outre que le taux de suicide non déclaré est si faible qu'il n'a guère d'incidence sur les conclusions tirées d'une analyse des rapports des coroners[18]. Les rapports des coroners constituent donc une source d'information cruciale lorsqu'on se propose d'établir un profil des cas de suicide, même si le bureau du coroner n'a jamais fourni qu'une analyse minimale des cas dans chaque région, fondée sur le sexe, l'âge et le moyen utilisé.

Cette étude vise à passer en revue les informations relatives aux décès par suicide qui figurent dans les dossiers des coroners de la région de Montréal, afin de déterminer s'il est possible d'utiliser ces données à l'échelle locale pour surveiller les tendances en matière de suicide et appuyer l'élaboration de stratégies de prévention du suicide, d'établir un profil complet des cas de suicide entre 2007 et 2009 et d'examiner les différences à l'échelle locale dans le profil des cas de suicide en comparant deux territoires de services de santé, celui ayant le taux de suicide le plus élevé et celui ayant le taux le plus faible.

Le bureau du coroner en chef et le ministère de la Justice du Québec ont examiné et approuvé ce projet de recherche avant le début de la collecte de données.

Méthodologie

Population

Nous avons inclus tous les résidents de Montréal qui, selon les dossiers des coroners, sont décédés en 2007, en 2008 ou en 2009 et dont la cause déclarée de décès était le suicide. Montréal est le pôle économique du Québec, avec une population de près de 2 millions d'habitants aux origines ethniques et aux situations socioéconomiques variées. Le territoire de CSSS ayant le plus haut taux de suicide (territoire A) correspond au centre-ville, et c'est aussi l'un des quartiers les plus peuplés au Canada (environ 138 500 résidents). Il est aussi socialement très hétérogène : il regroupe aussi bien des populations marginales, comme des itinérants, des prostitués et des toxicomanes, que des jeunes professionnels et des familles[19]. Le territoire de CSSS affichant le taux de suicide le plus faible (territoire B) compte environ 217 000 résidents, et offre parmi les meilleures conditions de vie à Montréal (du point de vue socioéconomique). La population de ce territoire est composée en majeure partie de familles anglophones aux revenus annuels élevés comparativement aux revenus moyens à Montréal[20].

Sources des données

Les données de notre étude sont tirées des dossiers complets établis pour chaque cas de suicide et conservés au bureau du coroner en chef du Québec. Une chercheure a examiné le rapport d'investigation du coroner, le rapport d'enquête officiel des policiers et, le cas échéant, la note de suicide ainsi que toute autre information pertinente. Ces dossiers, qui doivent être consultés sur place, ont fait l'objet d'une vérification ultérieure par un autre chercheur.

Grille et variables pour la collecte des données

Après avoir procédé à une première analyse des rapports d'investigation des coroners sur les décès par suicide survenus en 2009, nous avons conçu une grille de collecte de données. La grille a ensuite été révisée par une chercheure ayant de nombreuses années d'expérience en collecte d'information dans les dossiers du coroner. La grille finale de collecte de données visait à recueillir les éléments d'information suivants :

- Profil sociodémographique : sexe, âge, état matrimonial (seul ou en couple), parentalité, situation d'emploi, situation du ménage (vivant seul ou non), existence de problèmes financiers ou d'un casier judiciaire et enfin code postal du lieu de résidence (territoire de CSSS).
- Troubles mentaux : présence de psychopathologie (dépression, abus de substances, schizophrénie, trouble bipolaire, etc.).
- Événements récents : séparation conjugale ou perte d'emploi dans l'année précédant le décès.
- Manifestations suicidaires : tentatives de suicide antérieures et délai entre la tentative de suicide la plus récente et le décès par suicide; propos suicidaires ou changements de comportement indiquant une intention suicidaire avant le décès par suicide.
- Utilisation récente des services de santé : ressources d'aide professionnelle (médecin, psychologue, CSSS, etc.) consultées au cours de l'année précédant le décès.
- Circonstances entourant le décès : lieu du décès (domicile, milieu de travail, etc.), moyen utilisé, présence ou non d'une note de suicide et d'indices de planification.

Analyses statistiques

Nous avons utilisé le logiciel statistique SPSS version X pour Windows (IBM, Chicago, Illinois, États-Unis). Les données ne figurant pas dans le dossier du coroner pour un cas ont été considérées comme manquantes et la fréquence des variables manquantes a été calculée pour chaque variable. Nous avons ensuite établi un profil des cas de suicide au moyen d'une analyse descriptive (fréquence, pourcentage) des données disponibles, en excluant ces données manquantes. Par exemple, nous avons calculé le pourcentage de personnes décédées par suicide qui occupaient un emploi au moment de leur décès en divisant le nombre de personnes ayant un emploi au moment de leur décès par le nombre total de personnes dont le dossier indiquait une situation d'emploi. Les différences liées au sexe ont été examinées à l'aide du test de Student pour l'âge et de tests du chi carré pour les autres variables. Enfin, nous avons eu recours à des tests du chi carré pour déterminer les différences entre les deux territoires de CSSS choisis.

Résultats

Données figurant dans les dossiers des coroners

Les données tirées des dossiers des coroners ont révélé qu'aucune procédure d'investigation uniforme n'était utilisée relativement aux décès par suicide. Le taux de données manquantes variait considérablement d'une variable à l'autre (tableau 1). Hormis les informations de base, telles que le sexe, l'âge, le lieu du suicide et le moyen utilisé – qui étaient toujours systématiquement consignées au dossier –, les autres informations pertinentes n'étaient pas systématiquement recueillies. Par exemple, les informations sur les tentatives antérieures de suicide étaient absentes dans plus de 40 % des dossiers.

Profil des cas de suicide à Montréal

Au total, 566 résidents de Montréal sont décédés par suicide en 2007, 2008 ou 2009. Les résultats montrent que 74,4 % des décès par suicide concernaient des hommes, et que plus de la moitié (52,3 %) des personnes décédées par suicide étaient âgées de 40 à 64 ans (tableau 2). Les indices d'isolement social – le fait de ne pas vivre en couple, d'être sans emploi, de ne pas avoir d'enfant ou de vivre seul – étaient fréquents. Ces indices étaient généralement cumulatifs : 55,0 % des sujets de notre étude présentaient trois indices d'isolement social, alors que seulement 4,1 % n'en présentaient aucun (données non présentées). Un grand nombre d'entre eux souffraient d'au moins un trouble mental (63,1 %), en particulier de dépression (32,3 %) et d'abus de substances (30,0 %). La séparation conjugale était l'événement récent le plus souvent mentionné dans les dossiers des coroners (13,6 %). Trois cas sur cinq (59,9 %) avaient consulté un professionnel pour obtenir de l'aide au cours de l'année précédant le décès, les médecins de famille (35,7 %) et les psychiatres (27,7 %) ayant été les professionnels les plus souvent consultés.

L'existence de problèmes financiers et d'un casier judiciaire était plus souvent signalée chez les hommes que chez les femmes. Les femmes étaient plus nombreuses à avoir consulté un professionnel pour obtenir de l'aide au cours de l'année précédant leur décès. Elles étaient aussi plus nombreuses à s'être enlevé la vie à leur domicile. Le moyen utilisé pour se donner la mort variait également selon le sexe : les hommes ont eu plus souvent recours à la pendaison, et les femmes à l'intoxication (tableau 2).

TABLEAU 1
Données relatives aux décès par suicide qui sont manquantes dans les dossiers des coroners, Montréal (Québec), 2007-2009

Variable	Données manquantes (N = 566) n (%)
Sexe	0 (0,0)
Âge	0 (0,0)
Lieu de résidence (code postal)	4 (0,7)
Profil sociodémographique	
sans relation de couple	16 (2,8)
sans emploi	71 (12,5)
sans enfant	54 (9,5)
vit seul(e)	0 (0,0)
problèmes financiers	250 (44,2)
casier judiciaire	1 (0,2)
Troubles mentaux	3 (0,5)
Maladies physiques	3 (0,5)
Événements récents (≤ 1 an)	
perte d'emploi	139 (24,6)
séparation conjugale	277 (48,9)
Manifestations suicidaires	
tentative(s) antérieure(s)	243 (42,9)
tentative(s) au cours de la dernière année	284 (50,2)
propos suicidaires	84 (14,8)
changements de comportement	178 (31,4)
Utilisation récente (1 an ou moins) des services de santé	0 (0,0)
Circonstances entourant le décès	
note laissée	23 (4,1)
indices de planification	429 (75,8)
décès au domicile	1 (0,2)
moyen utilisé	0 (0,0)

TABLEAU 2
Profil des cas de suicide, Montréal (Québec), 2007-2009

Caractéristique	Total	Femmes (n = 145)	Hommes (n = 421)	Valeur *p*
	n (%)	n (%)	n (%)	
Âge (ans)				
15 à 19	18 (3,2)	5 (3,4)	13 (3,1)	0,831
20 à 29	79 (13,9)	19 (13,1)	60 (14,3)	0,731
30 à 39	95 (16,8)	22 (15,3)	73 (17,3)	0,547
40 à 49	142 (25,1)	35 (24,1)	107 (25,4)	0,760
50 à 64	154 (27,2)	42 (28,9)	112 (26,6)	0,581
65 et plus	78 (13,8)	22 (15,2)	56 (13,3)	0,573
Profil sociodémographique				
sans relation de couple	398 (70,3)	102 (70,3)	296 (70,3)	0,994
sans emploi	334 (59,0)	91 (62,8)	243 (57,7)	0,900
sans enfant	296 (52,3)	63 (43,4)	233 (55,3)	0,001
vit seul(e)	279 (49,3)	71 (48,9)	208 (49,4)	0,927
problèmes financiers	202 (35,7)	37 (25,5)	165 (39,2)	0,001
casier judiciaire	112 (19,8)	14 (9,7)	98 (23,3)	0,000
Troubles mentaux				
au moins un trouble mental	357 (63,1)	101 (69,7)	256 (60,1)	0,038
dépression	183 (32,3)	56 (38,6)	127 (30,2)	0,058
abus de substances	170 (30,0)	40 (27,6)	130 (30,9)	0,464
trouble bipolaire	51 (9,0)	22 (15,2)	29 (6,9)	0,003
schizophrénie	48 (8,5)	13 (9,0)	35 (8,3)	0,803
Événements récents (≤ 1 an)				
séparation conjugale	77 (13,6)	16 (11,0)	61 (14,5)	0,147
perte d'emploi	51 (9,0)	8 (5,5)	43 (10,2)	0,082
Manifestations suicidaires				
tentative antérieure	208 (36,7)	72 (49,7)	136 (32,3)	0,081
tentative au cours de la dernière année	91 (16,1)	31 (21,4)	60 (14,3)	0,583
propos suicidaires	304 (53,7)	85 (58,6)	219 (52,0)	0,185
changements de comportement	271 (47,8)	67 (46,2)	204 (48,5)	0,081
Utilisation récente (≤ 1 an) des services de santé				
au moins 1 service	339 (59,9)	105 (72,4)	234 (55,6)	0,000
médecin de famille	202 (35,7)	63 (43,4)	139 (33,0)	0,024
psychiatre	157 (27,7)	59 (40,7)	98 (23,3)	0,000
psychologue	23 (4,1)	10 (6,9)	13 (3,1)	0,045
Circonstances entourant le décès				
note laissée	246 (43,5)	72 (49,7)	174 (41,3)	0,110
indices de planification	117 (20,7)	39 (26,9)	78 (18,5)	0,461
décès au domicile	381 (67,3)	110 (75,9)	271 (64,4)	0,012
Moyen utilisé				
strangulation	259 (45,7)	41 (28,3)	218 (51,8)	0,000
intoxication	130 (22,9)	61 (42,1)	69 (16,4)	0,000
chute	44 (7,8)	13 (9,0)	31 (7,4)	0,534
arme à feu	26 (4,6)	6 (4,1)	20 (4,8)	0,761
noyade	20 (3,6)	6 (4,1)	14 (3,3)	0,648
métro	19 (3,4)	4 (2,8)	15 (3,6)	0,643
autre	68 (12,0)	14 (9,6)	54 (12,7)	0,311

Comparaison entre le territoire de CSSS ayant le taux de suicide le plus faible et celui ayant le taux le plus élevé

Par rapport aux personnes décédées par suicide du territoire A, celles du territoire B souffraient moins d'isolement social : elles étaient moins nombreuses à vivre seules et plus nombreuses à être mariées ou à vivre en couple et à avoir des enfants (tableau 3). Il était en outre plus rare que ces personnes aient un casier judiciaire ou des problèmes financiers récents ou aient déjà tenté de se suicider par le passé. Le moyen utilisé pour mettre fin à ses jours différait également : les personnes décédées par suicide du territoire A avaient plus souvent eu recours à l'intoxication, celles du territoire B à la strangulation.

Analyse

Dans cette étude, nous avons analysé tous les dossiers des coroners relatifs aux décès par suicide à Montréal de 2007 à 2009 inclusivement. À l'aide d'une grille d'extraction de données, nous avons analysé 566 dossiers à la recherche de données sur le suicide. En plus de permettre d'établir un profil de toutes les personnes décédées par suicide, ce processus a révélé l'absence de procédure uniforme et systématique susceptible d'être utilisée par les coroners pour recueillir l'information sur les décès par suicide. Notre étude visait à déterminer la possibilité que les dossiers des coroners soient une source d'information valide et utile à des fins de surveillance des suicides et de planification des mesures de prévention du suicide à l'échelle locale. En raison du taux élevé de données manquantes et du manque d'uniformité dans les pratiques des coroners, nous ne pouvons recommander l'utilisation de ces dossiers à cette fin.

De nombreuses autres études – au Québec[21], au Canada[22] et aux États-Unis[23] – ont souligné le manque d'exhaustivité des informations recueillies par les coroners. Bon nombre de facteurs pourraient expliquer l'ampleur des données manquantes. Tout d'abord, il n'existe pas de méthode uniforme pour la rédaction des rapports et la collecte des données à

TABLEAU 3
Profil des cas de suicide au sein des territoires de CSSS A et B, Montréal, Québec, 2007-2009

Caractéristique	Territoire A (n = 85) n (%)	Territoire B (n = 32) n (%)	Valeur *p*
Sexe (masculin)	64 (75)	23 (72)	0,706
Âge (ans)			
15 à 64	74 (87)	24 (75)	0,115
65 et plus	11 (13)	8 (25)	0,113
Profil sociodémographique			
sans relation de couple	70 (82)	15 (47)	0,000
sans emploi	48 (57)	18 (56)	0,956
sans enfant	61 (72)	13 (41)	0,001
vit seul(e)	53 (62)	9 (28)	0,001
problèmes financiers	35 (41)	4 (13)	0,005
casier judiciaire	20 (24)	2 (6)	0,033
Troubles mentaux			
au moins 1 trouble mental	55 (65)	16 (50)	0,145
dépression	27 (32)	12 (38)	0,557
abus de substances	31 (37)	2 (6)	0,001
trouble bipolaire	5 (6)	1 (3)	0,547
schizophrénie	12 (14)	1 (3)	0,092
Manifestations suicidaires			
tentative antérieure	44 (52)	8 (25)	0,001
tentative au cours de la dernière année	20 (24)	2 (6)	0,085
propos suicidaires	49 (58)	21 (66)	0,667
changements de comportement	35 (41)	16 (19)	0,874
Utilisation récente (au cours de la dernière année) des services de santé			
au moins 1 service	53 (62)	17 (53)	0,364
médecin de famille	30 (35)	11 (34)	0,926
psychiatre	22 (26)	8 (25)	0,922
psychologue	6 (7)	3 (9)	0,675
Circonstances entourant le décès			
note laissée	40 (47)	11 (34)	0,181
indices de planification	12 (14)	9 (28)	0,754
décès au domicile	63 (74)	21 (66)	0,363
moyen utilisé			
strangulation	32 (38)	15 (47)	0,364
intoxication	32 (38)	4 (13)	0,009
chute	12 (14)	0 (0)	0,025
arme à feu	2 (2)	3 (9)	0,094
noyade	0 (0)	2 (6)	0,020

Abréviation : CSSS, Centre de santé et de services sociaux.

verser au dossier officiel. Par conséquent, certains coroners s'intéressent avant tout aux causes de suicide, tandis que d'autres mettent fin à l'investigation dès qu'ils ont déterminé si la cause du décès était intentionnelle, accidentelle ou liée à un homicide. Enfin, au Québec, en raison de l'absence de dossiers de santé électroniques, il est difficile pour les coroners d'obtenir des données médicales importantes, notamment celles ayant trait à un diagnostic de troubles mentaux ou à une hospitalisation à la suite d'une tentative de suicide.

Les données recueillies par les coroners dans le cadre de leurs investigations pourraient pourtant se révéler extrêmement utiles dans la prévention du suicide. Les coroners ont en effet un accès direct et privilégié à la famille du défunt et à d'autres sources d'information, comme le rapport de police, le rapport des analyses toxicologiques et le dossier médical. Ces sources d'information pourraient nous aider à mieux comprendre les circonstances entourant les décès par suicide et à établir un profil des cas de suicide susceptible de guider la prise de décision en matière de prévention du suicide. Malheureusement, les dossiers des coroners sont souvent des sources incomplètes d'information. Dans près de la moitié des dossiers, il n'existe aucune information sur les tentatives antérieures de suicide ou sur les événements récents qui pourraient avoir provoqué le suicide, tels qu'une séparation conjugale ou la perte d'un emploi. En revanche, les diagnostics de troubles mentaux et les antécédents d'utilisation des services de santé sont toujours consignés dans les dossiers des coroners. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait que les coroners adoptent un modèle biomédical, selon lequel le suicide est considéré comme une complication d'une maladie mentale[24]. Comme nous l'avons précisé plus haut, la plupart des coroners de Montréal sont médecins. Toutefois, même si les coroners s'intéressent toujours aux troubles mentaux, ils semblent sous-estimer la prévalence de ces derniers. En effet, moins des deux tiers (63,1 %) des dossiers mentionnaient au moins un trouble mental, alors que, dans les autopsies psychologiques, ce pourcentage se situe entre 80 % et 96 %[25,26]. Le même constat s'applique à l'utilisation des services de santé dans l'année précédant le suicide : selon les dossiers des coroners, 36 % des personnes décédées par suicide avaient consulté un omnipraticien au cours de l'année précédant leur décès, alors que ce pourcentage se situe entre 76 % et 86 % dans des études rigoureuses sur la question[27,28].

Une grille uniforme de collecte de données, qui aborderait tous les paramètres à prendre en compte dans la prévention du suicide, aiderait à réduire l'ampleur des

données manquantes dans les dossiers des coroners. Aux États-Unis, les Centers for Disease Control and Prevention (CDC) ont parrainé la création du National Violent Death Reporting System (NVDRS) [29,30]. Ce système de surveillance active à l'échelle de chaque État recueille des données sur les facteurs de risque relativement à tous les décès dans des circonstances violentes, ce qui inclut les homicides, les suicides et les décès accidentels par arme à feu. On utilise l'information détaillée enregistrée dans le système pour concevoir, mettre en œuvre et évaluer des stratégies visant à réduire et à prévenir les décès dans des circonstances violentes. Les circonstances à l'origine du suicide font l'objet d'un examen particulièrement attentif (par exemple, les diagnostics et traitements de troubles mentaux, les problèmes d'abus de substances, les problèmes interpersonnels avec son partenaire, le décès récent d'un membre de la famille ou d'un ami, les problèmes financiers, la violence interpersonnelle, etc.)[31]. Cet instrument pourrait s'avérer extrêmement précieux dans l'élaboration de grilles d'investigation plus complètes et mieux structurées à l'intention des coroners au Québec.

L'amélioration de la qualité et de l'exhaustivité des données recueillies par les coroners ne garantira pas pour autant leur utilisation par les décideurs locaux, qui n'ont pas actuellement accès à cette information. Afin de surmonter ce problème, on a entrepris de mettre sur pied un observatoire régional des tentatives de suicide et des suicides à Montréal. Suicide Action Montréal et le Centre de recherche et d'intervention sur le suicide et l'euthanasie (CRISE) de l'Université du Québec à Montréal seront conjointement responsables de cet observatoire. Ce dernier aura accès à toutes les données disponibles sur les personnes décédées par suicide (dont les données du bureau du coroner et les données administratives sur la facturation des médecins et sur l'hospitalisation). Ces données seront anonymisées et stockées de manière sécuritaire afin de protéger les renseignements personnels. Une équipe de chercheurs sera chargée de produire régulièrement des profils locaux pertinents à l'intention des décideurs et des responsables de la planification du programme. Il y a tout lieu de croire que ces renseignements, conjugués à l'infrastructure en place axée sur l'utilisation des données recueillies par les coroners, permettront d'améliorer les stratégies ciblées de prévention du suicide.

La variance importante observée dans les taux de suicide au sein des 12 territoires de CSSS à Montréal est sans aucun doute en partie attribuable à la grande hétérogénéité sociale de cette ville. Notre étude se distingue par le fait que nous avons réussi à établir des profils différents des cas de suicide dans deux territoires de CSSS : dans le territoire A, qui présente le plus haut taux de suicide, les personnes qui s'enlèvent la vie sont souvent isolées socialement et ont un problème d'abus de substances, tandis que dans le territoire B, qui affiche le taux de suicide le plus faible, un plus grand nombre de ces personnes semblent bien intégrées socialement, et le taux d'abus de substances est faible. Cela étant dit, ces données doivent être interprétées avec prudence en raison du petit nombre de cas (n = 117), en particulier au sein du territoire ayant le taux de suicide le plus faible (n = 32). Ces constats n'en indiquent pas moins que l'on ne pourra améliorer l'efficacité des stratégies de prévention du suicide que si des mesures préventives distinctes sont prises pour ces deux sous-populations. Si les équipes de santé mentale des CSSS connaissaient mieux les caractéristiques des cas de suicide au sein de leur territoire, elles pourraient adapter leurs interventions en conséquence, par exemple en exerçant une surveillance plus étroite des sujets qui présentent un profil de risque particulier.

Points forts et limites

Notre analyse des dossiers des coroners a enrichi notre compréhension des cas de suicide à Montréal entre 2007 et 2009. L'originalité de notre étude tient au fait que nous avons non seulement mis en évidence les lacunes du processus d'investigation des décès par suicide, mais également établi les retombées positives potentielles associées à l'accès à des données locales détaillées et valides.

Plusieurs éléments restreignent toutefois les conclusions que nous pouvons tirer de cette étude. Premièrement, en raison du fait que nous avons utilisé les dossiers des coroners comme unique source de données, les résultats sont limités par la qualité inégale des informations compilées et par l'absence de certaines informations importantes. Pour être en mesure d'établir un profil plus complet et plus précis, il aurait fallu effectuer des autopsies psychologiques. Cette méthode de recherche consiste à mener des entrevues structurées auprès des membres de la famille et des amis des personnes qui se sont donné la mort, afin de déterminer avec précision l'état physique et mental de la personne au moment du décès et d'examiner les circonstances qui ont conduit au décès. Si nous avions utilisé les bases de données administratives de la Régie de l'assurance maladie du Québec, nous aurions aussi pu décrire avec certitude l'utilisation que la personne avait faite des ressources médicales au cours de l'année précédant son décès. Nous aurions également pu confirmer ou ajouter certains diagnostics de problèmes de santé mentale. Pour des raisons de faisabilité et en raison du caractère exploratoire de cette étude, nous avons restreint l'analyse à une période de trois ans. Enfin, l'interprétation des résultats au sein des territoires qui ont connu peu de suicides au cours de cette période doit être effectuée avec une grande prudence.

Conclusion

Les décisions relatives à la mise en œuvre des mesures de prévention du suicide sont presque toutes prises à l'échelle locale. Les CSSS jouent un rôle clé à cet égard, en mettant en place des services à l'intention de leur clientèle et en veillant à coordonner leurs interventions avec celles de tous leurs partenaires dans la collectivité. Afin de jouer efficacement ce rôle, les CSSS ont besoin de données détaillées sur les cas de suicide au sein de leur territoire. Avec ses 12 CSSS, Montréal a une population très hétérogène. Notre étude a montré que cette diversité se traduit également par une variabilité géographique du profil des cas de suicide, ce qui fait que les profils généraux relatifs à l'ensemble de la population montréalaise ne sont guère utiles pour les décideurs : nous ne devons pas nous en tenir à ces constatations

générales, mais bien plutôt leur fournir de l'information plus précise.

En raison de l'ampleur du problème du suicide et de ses conséquences tragiques pour des milliers de Canadiens chaque année, il importe de prendre les mesures les plus énergiques possible. Les coroners ont un rôle important à jouer dans la réduction des taux de suicide, car ils peuvent nous aider à mieux comprendre les causes de ce phénomène. Ils pourraient grandement contribuer à l'avancement des connaissances dans ce domaine en se dotant d'une procédure uniforme et systématique de collecte d'informations sur les décès par suicide. Ces connaissances pourraient conduire à offrir des interventions mieux ciblées et plus efficaces auprès des personnes à risque.

Remerciements

La réalisation de cette étude a été rendue possible grâce au soutien financier de Suicide Action Montréal et du Centre de recherche et d'intervention sur le suicide et l'euthanasie (CRISE). Les auteures tiennent à remercier Carole Renaud, qui a effectué la collecte de données au bureau du coroner à Québec, Francis Allard qui a procédé à la vérification de l'ensemble des résultats, Paul-André Perron du bureau du coroner en chef ainsi que Philippe Angers et Véronique Landry de Suicide Action Montréal qui ont lu le rapport et fait part de leurs commentaires. Nos remerciements vont également à Charles Cardinal, bibliothécaire au Centre de recherche et d'intervention sur le suicide et l'euthanasie, pour son aide précieuse dans le cadre de la recension des écrits.

Références

1. Statistique Canada. Mortalité : liste sommaire des causes, 2000. Statistique Canada, Division de la statistique sur la santé. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada. 2006. [nº 84F0209X au catalogue]

2. Statistique Canada. Mortalité : liste sommaire des causes, 2009. Statistique Canada, Division de la statistique sur la santé. Ottawa (Ont) : Statistique Canada; 2012. [nº 84F0209X au catalogue]

3. Gagné M, Saint-Laurent D. La mortalité par suicide au Québec : tendances et données récentes, 1981 à 2008. Direction recherche, formation et développement. Québec (Qc) : Institut national de santé publique; 2012. 19 p. [INSPQ, nº de publication : 890]

4. Mann JJ, Apter A, Bertolote J et collab. Suicide prevention strategies: a systematic review. JAMA. 2005 Oct;294(16):2064-74.

5. Erlangsen A, Nordentoft M, Conwell Y et collab. Key considerations for preventing suicide in older adults. Crisis. 2011;32(2): 106-9.

6. Davis SP, Arnette NC, Bethea KS et collab. The Grady Nia Project: A culturally competent intervention for low-income, abused, and suicidal African American women. Prof Psychol Res Pr. 2009:40(2):141-7.

7. Nordentoft M. Crucial elements in suicide prevention strategies. Prog Neuropsychopharmacol Biol Psychiatry. 2011;35(4): 848-53.

8. Schwartz-Lifshitz M, Zalsman G and Giner L. Can we really prevent suicide? Curr Psychiatry Rep. 2012;14(6):624-33.

9. De Leo D, Dello Buono MD, Dwyer J. Suicide among the elderly: the long-term impact of a telephone support and assessment intervention in northern Italy. Br J Psychiatry. 2002;181:226-9.

10. Mishara BL, Martin N. Effects of a comprehensive police suicide prevention program. Crisis. 2012;33(3):162-8.

11. Knox KL, Litts DA, Talcott GW, Feig JC, Caine ED. Risk of suicide and related adverse outcomes after exposure to a suicide prevention programme in the US Air Force: cohort study. BMJ. 2003; 327:1376.

12. Knox KL, Pflanz S, Talcott GW et collab. The Air Force suicide prevention program: implications for public health policy. Am J Public Health. 2010;100(12):2457-63.

13. Ostry AS. The mortality gap between urban and rural Canadians: a gendered analysis. Rural Remote Health. 2009;9(4):1286.

14. Direction de la santé publique de Montréal. Taux de mortalité par suicide, Montréal, CSSS et CLSC, 2005-2009. Montréal (Qc) : Direction de la santé publique de Montréal; 2009.

15. Lane J, Archambault J, Collins-Poulette M, Camirand R. Prévention du suicide : guide des bonnes pratiques à l'intention des intervenants des centres de santé et de services sociaux. Québec (QC) : Direction des communications, ministère de la Santé et des Services sociaux; 2010.

16. Agence de la santé et des services sociaux de Montréal. Regard local sur la défavorisation et le suicide. Présentation dans le cadre des ateliers de gestionnaires sur l'implantation du Guide de bonnes pratiques en prévention du suicide à l'intention des gestionnaires des Centres de santé et de services sociaux et des réseaux locaux de services. Montréal (Qc) : Agence de la santé et des services sociaux de Montréal; 2012.

17. Loi sur la recherche des causes et des circonstances des décès. LRQ, 1983. c. 4, a. 2.

18. St-Laurent D, Bouchard C. L'épidémiologie du suicide au Québec : que savons-nous de la situation récente? [Internet]. Québec (QC) : Institut national de santé publique du Québec; 2004. PDF (601,42 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/283-FeuilletEpidemioSuicide.pdf

19. Guindon M. Quartiers à la loupe : un portrait pour l'action. Portrait de la population du territoire du CSSS Jeanne-Mance. Montréal (Qc) : Centre de santé et de services sociaux; 2009, 24 p.

20. Centre de santé et de services sociaux de l'Ouest-de-l'Île. Portrait du CSSS de l'Ouest-de-l'Île. Pointe-Claire (Qc) : Centre de santé et de services sociaux de l'Ouest-de-l'Île; 2010. PDF (671 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.csssouestdelile.qc.ca/fileadmin/csss_odi/publications/Portrait_du_CSSS/brochureMars2010_portrait_CSSS.pdf

21. Boileau JC, Corriveau-Durand S, Grondines L, Lamoureux-Auclair A, Morin-Ben Abdallah S. Analyse des rapports des coroners des décès par suicide en Estrie : profils et recommandations. Centre de santé et de services sociaux, Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke. Sherbrooke (Qc); 2011.

22. Campbell LA, Jackson L, Bassett R et collab. Recherche sur la surveillance et la prévention du suicide en Nouvelle-Écosse : pertinence de l'utilisation des dossiers des médecins légistes? Maladies chroniques et blessures au Canada. 2011;31(4):165-176.

23. Powell V, Barber CW, Hedegaard H et collab. Using NVDRS data for suicide prevention: promising practices in seven states. Inj Prev. 2006;12(Suppl II): ii28-32.

24. Mishara BL, Chagnon F. Understanding the relationship between mental illness and suicide and the implications for suicide prevention. Dans : O'Connor RC, Platt S, Gordon J (dir.). International handbook of suicide prevention: research, policy and practice. Chichester (UK) : John Wiley & Sons Ltd; 2011. p. 609-623.

25. Canavagh JT, Carson AJ, Sharpe M, Lawrie SM. Psychological autopsy studies of suicide: a systematic review. Psychol Med. 2003;33(3):395-405.

26. Arsenault-Lapierre G, Kim C, Turecki G. Psychiatric diagnoses in 3275 suicides: a meta-analysis. BMC Psychiatry. 2004;4:37.

27. Luoma JB, Martin CE, Pearson JL. Contact with mental health and primary care providers before suicide: a review of the evidence. Am J Psychiatry. 2002;159(6): 909-16.

28. Morrison KB, Laing L. Utilisation des services de santé l'année avant le suicide chez les adultes en Alberta. Rapport sur la santé. 2011;22(3):17-25. [Statistique Canada, n° 82-003-XPF au catalogue]

29. Paulozzi LJ, Mercy J, Frazier L Jr, Annest JL. CDC's National Violent Death Reporting System: background and methodology. Inj Prev. 2004;10(1):47-52.

30. Steencamp M, Frazier L, Lipskiy N et collab. The National Violent Death Reporting System: an exciting new tool for public health surveillance. Inj Prev. 2006; 12(Suppl 2):ii3-5.

31. CDC. National Violent Death Reporting System (NVDRS) Coding Manual Version 3 [Internet]. National Center for Injury Prevention and Control, Centers for Disease Control and Prevention; 2008. PDF (896,14 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.cdc.gov/ncipc/pub-res/nvdrs-coding/vs3/nvdrs_coding_manual_version_3-a.pdf

Prévalence de l'hystérectomie autodéclarée chez les Canadiennes, 2000-2001 à 2008

A. Stankiewicz, M.H.P (1); L. Pogany, M. Sc. (1); C. Popadiuk, M.D., FRCS (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : L'hystérectomie est l'une des interventions chirurgicales les plus souvent pratiquées chez les Canadiennes. Le dépistage du cancer du col de l'utérus n'est donc plus nécessaire dans cette population. Notre analyse visait à obtenir des estimations plus exactes de la participation au dépistage du cancer du col utérin dans la population admissible en déterminant la prévalence de l'hystérectomie selon l'âge chez les Canadiennes de 20 à 69 ans, par province ou territoire, entre 2000-2001 et 2008.

Méthodologie : Les données relatives à la prévalence de l'hystérectomie autodéclarée ont été tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, de 2003 et de 2008. Nous avons estimé la prévalence selon l'âge et les intervalles de confiance (IC) à 95 % pour le Canada et les provinces et territoires pour les trois périodes.

Résultats : Des variations interprovinciales de la prévalence de l'hystérectomie ont été observées chez les femmes dans chaque groupe d'âge et au cours de chaque période. Chez les femmes de 50 à 59 ans, la prévalence a semblé diminuer dans toutes les provinces entre 2000-2001 et 2008, le plus haut taux provincial atteint en 2008 étant 35,1 % (IC à 95 % : 25,8 à 44,3; $p < 0,01$).

Conclusion : Les variations selon les provinces et au cours du temps laissent penser qu'il pourrait être bon d'utiliser la prévalence de l'hystérectomie pour ajuster la population admissible au dépistage du cancer du col de l'utérus, de manière à obtenir des taux plus comparables de participation. Il est en outre possible d'ajuster à la fois les taux d'incidence du cancer du col utérin et de mortalité par cancer du col utérin de façon à ce que les estimations dans le temps et pour l'ensemble des provinces et territoires soient comparables.

Mots-clés : prévalence de l'hystérectomie, taux de participation au dépistage du cancer du col de l'utérus, épidémiologie de l'hystérectomie

Introduction

Avec près de 47 000 hystérectomies pratiquées en 2008 et 2009 au Canada[1], cette intervention chirurgicale se place au 2e rang chez les femmes, après la césarienne. L'hystérectomie totale est l'ablation de l'utérus et du col utérin; l'hystérectomie subtotale, moins fréquente, consiste à enlever le corps de l'utérus. L'hystérectomie peut être facultative, dans les cas d'affections gynécologiques bénignes, ou très urgente, en présence d'une hémorragie incontrôlable. On peut y avoir recours pour traiter diverses affections malignes et prévenir le cancer dans les états précancéreux du col de l'utérus ainsi que chez les femmes porteuses des gènes du cancer colorectal non polyposique héréditaire, lesquelles sont prédisposées aux cancers de l'endomètre et de l'ovaire. Les indications de l'hystérectomie sont de plus en plus strictes, aussi bien en ce qui concerne la nécessité que la fréquence de l'intervention, ce qui contribue à modifier l'incidence annuelle de l'hystérectomie et, partant, le nombre de femmes qui n'ont plus d'utérus[2-4].

Le dépistage au moyen du test de Papanicolaou est recommandé chez toutes les femmes qui ont déjà été actives sexuellement, mais il n'est généralement pas nécessaire chez les femmes qui n'ont plus de col utérin. Seules font exception les femmes qui ont déjà été traitées pour un carcinome in situ (dysplasie sévère du col de l'utérus). Par conséquent, les femmes qui ont subi une hystérectomie mais n'ont jamais été traitées pour une dysplasie du col de l'utérus ne devraient pas être visées par le dépistage du cancer du col utérin, ni incluses dans les données statistiques sommaires relatives à la participation à ce dépistage. Une fois les estimations de la participation au dépistage corrigées pour tenir compte des antécédents d'hystérectomie, on observe une stabilisation de la participation dans tous les groupes d'âge. Cette approche n'a cependant pas été adoptée dans toutes les provinces[5]. Cette question revêt une importance croissante au Canada, pays où la participation au dépistage du cancer du col de l'utérus sert de repère pour évaluer la performance des systèmes nationaux et territoriaux de lutte contre le cancer et de prestation des soins de santé[6]. On ne saurait évaluer avec exactitude la population cible et la participation

Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Département de la santé des femmes, Université Memorial de Terre-Neuve, St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador), Canada

Correspondance : Agata Stankiewicz, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K2T 0A5; tél. : 613-954-8604; téléc. : 613-941-2633; courriel : agata.stankiewicz@phac-aspc.gc.ca

au dépistage que dans la mesure où les femmes ayant subi l'ablation du col de l'utérus ne sont plus incluses dans le dénominateur. La reconnaissance de la nécessité d'une correction pour tenir compte des antécédents d'hystérectomie concorde avec l'énoncé du Groupe d'étude canadien sur les soins de santé préventifs, selon lequel les recommandations relatives au dépistage du cancer du col de l'utérus ne s'appliquent pas aux femmes qui n'ont pas d'utérus par suite d'une hystérectomie[7].

Au Canada, les professionnels de la santé ne s'entendent pas sur les indications de l'hystérectomie dans le traitement des affections bénignes de l'utérus[8]. L'incidence de l'hystérectomie varie dans le temps ainsi que d'une région à l'autre[9-12], ce qui donne à penser que la prévalence de l'absence de col de l'utérus varie également. Cette variance est attribuable à des différences régionales dans l'incidence de la pathologie utérine ainsi qu'à des facteurs liés au médecin et à la patiente[9,13,14]. Les facteurs liés au médecin relèvent de la divergence d'opinions concernant les indications de l'hystérectomie, des différences sur le plan de la formation et des variations dans les pratiques régionales[2,9,10,13,14]; les facteurs liés à la patiente relèvent de ses préférences personnelles ou de son attitude à l'égard de l'hystérectomie[10,13].

Notre analyse visait à estimer la prévalence de l'hystérectomie chez les Canadiennes de 20 à 69 ans, par province ou territoire, et d'en saisir également les variations temporelles.

Méthodologie

Sources des données

Nous avons utilisé les données des cycles 1.1 (2000-2001) et 2.1 (2003) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ainsi que celles de la composante annuelle de 2008 de l'ESCC pour estimer la prévalence de l'hystérectomie. Au cours de ces trois périodes, les données de l'ESCC ont été recueillies sur 12 mois. Les données n'étaient disponibles ni pour le cycle 3.1 (2005) de l'ESCC, ni pour la composante annuelle de 2007 ni pour l'ESCC 2007-2008[15-17].

L'ESCC est une enquête transversale sur la santé de la population visant les Canadiens de 12 ans et plus vivant dans des logements privés dans l'ensemble des provinces et territoires. Sont exclus les membres à temps plein des Forces armées canadiennes, les personnes vivant en établissement, les habitants de certaines régions éloignées du pays, les personnes vivant dans les réserves indiennes et sur les terres de la Couronne[15-17]. Jusqu'en 2005 (inclusivement), les données de l'ESCC étaient recueillies tous les deux ans; depuis 2007, elles sont recueillies annuellement[17].

La question suivante a été posée aux répondantes de 18 ans et plus : « Avez-vous subi une hystérectomie (c'est-à-dire, vous a-t-on retiré l'utérus)? » Cette question, à laquelle elles pouvaient répondre par oui ou par non, figurait dans les modules sur la mammographie des cycles 1.1 (2000-2001) et 2.1 (2003) de l'ESCC, ainsi que dans la composante annuelle de 2008[18-20].

Analyse des données

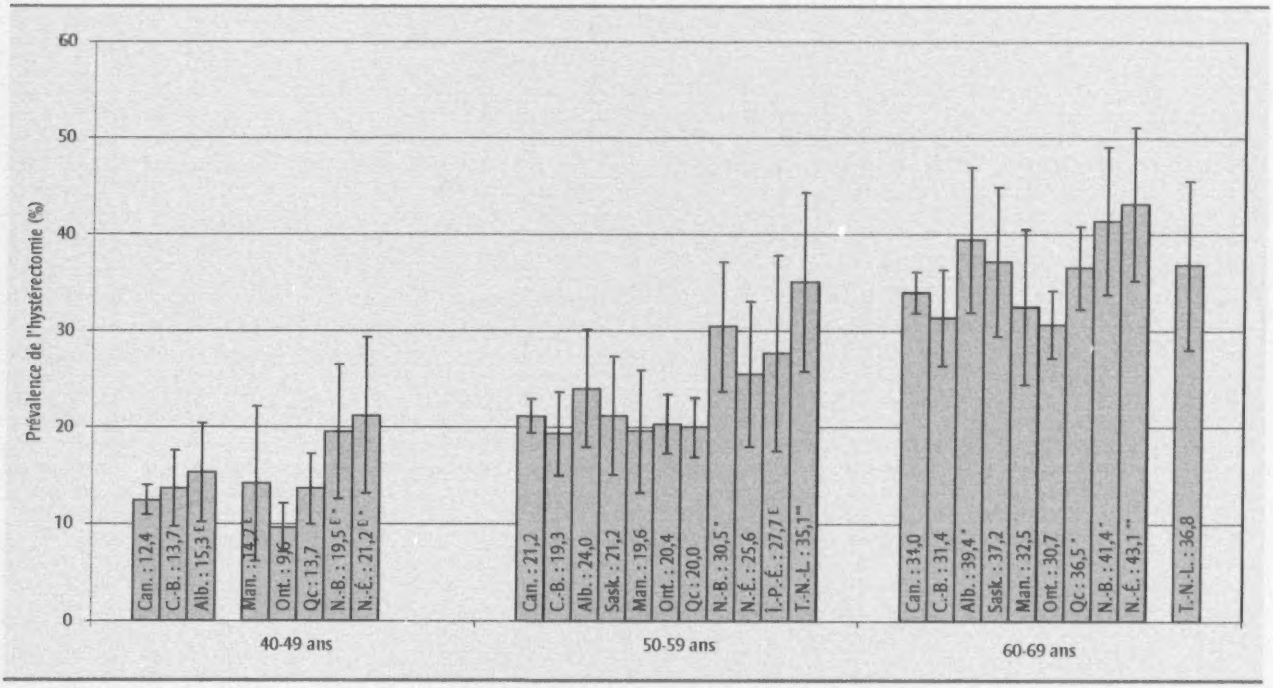
Des estimations de fréquence ont été calculées pour déterminer la prévalence de l'hystérectomie. Nous avons analysé la prévalence de l'hystérectomie chez les femmes de 20 à 69 ans par tranche d'âge de 10 ans, à l'échelle nationale et par province ou territoire, ainsi que les différences entre les estimations provinciales relatives à l'hystérectomie pour une période donnée en prenant l'Ontario comme catégorie de référence[21]. Les ajustements de poids, les coefficients de variation, les erreurs-types et les intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été analysés à l'aide de la méthode *bootstrap*[16]. Les estimations de la prévalence qui étaient basées sur un nombre de répondantes inférieur à 30 ou qui comportaient un coefficient de variation (CV) supérieur à 33,3 % ont été supprimées; lorsque les estimations de la prévalence comportaient un coefficient de variation se situant entre 16,6 % et 33,3 %, on a précisé qu'elles devaient être interprétées avec prudence[15-17]. Le CV est souvent utilisé par Statistique Canada pour déterminer la qualité d'une estimation obtenue à partir d'un échantillon d'enquête lorsqu'on applique la méthode *bootstrap*[15-17]. La signification statistique ($p < 0,05$ et $p < 0,01$) a été déterminée au moyen des estimations de la variance calculées par la méthode *bootstrap* dans le cadre de l'analyse de la différence de rapports (test t)[21].

Résultats

Nous avons observé des variations interprovinciales dans la prévalence de l'hystérectomie chez les femmes pour chaque groupe d'âge et pour chaque période. Dans la majorité des régions, la prévalence de l'hystérectomie chez les femmes de 20 à 29 ans et celles de 30 à 39 ans a été supprimée en raison de la petite taille de l'échantillon ou d'un CV élevé (> 33,3 %). Pour les mêmes raisons, la prévalence de l'hystérectomie a été supprimée pour le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut dans tous les groupes d'âge et pour les trois périodes.

En 2008, la prévalence de l'hystérectomie se situait entre 9,6 % et 21,2 % chez les femmes de 40 à 49 ans. Par rapport à l'Ontario (9,6 %, IC à 95 % : 7,1 à 12,1; $p < 0,05$), les différences n'étaient statistiquement significatives que pour la Nouvelle-Écosse (21,2 %, IC à 95 % : 13,1 à 29,3) et le Nouveau-Brunswick (19,5 %, IC à 95 % : 12,6 à 26,5) (figure 1). Entre 2000-2001 et 2008, la prévalence a semblé augmenter dans trois provinces, diminuer dans trois autres et demeurer stable dans une province; toutefois, toutes les estimations étaient caractérisées par des intervalles de confiance larges et se chevauchant (tableau 1). Chez les femmes de 50 à 59 ans, en 2008, la prévalence a atteint un maximum de 35,1 % (IC à 95 % : 25,8 à 44,3) ($p < 0,01$), pour Terre-Neuve-et-Labrador, et a semblé diminuer dans toutes les provinces entre 2000-2001 et 2008 (figure 1 et tableau 1); les estimations étaient cependant caractérisées par des intervalles de confiance larges et se chevauchant dans toutes les provinces sauf la Nouvelle-Écosse, le Québec et l'Ontario. Chez les femmes de 60 à 69 ans, la prévalence de l'hystérectomie variait en 2008 entre 30,7 % et 43,1 %. Par rapport à l'Ontario (30,7 %, IC à 95 % : 27,2 à 34,2), les différences n'étaient statistiquement significatives que pour la Nouvelle-Écosse (43,1 %, IC à 95 % :

FIGURE 1
Taux de prévalence de l'hystérectomie autodéclarée au Canada chez les femmes de 40 à 49 ans, de 50 à 59 ans et de 60 à 69 ans en 2008



Abréviations : Alb., Alberta; C.-B., Colombie-Britannique; Can., Canada; CV, coefficients de variation; Î.-P.-É., Île-du-Prince-Édouard; Man., Manitoba; N.-B., Nouveau-Brunswick; N.-É., Nouvelle-Écosse; Ont., Ontario; Qc, Québec; Sask., Saskatchewan; T.-N.-L., Terre-Neuve-et-Labrador.

Remarque : Les données relatives aux femmes de 40 à 49 ans à T.-N.-L., à l'Î.-P.-É., à la Sask. et celles relatives aux femmes de 60 à 69 ans à l'Î.-P.-É. sont trop peu fiables pour être publiées.

[E] À utiliser avec prudence (CV : 16,6 à 33,3 %).

* $p < 0,05$

** $p < 0,01$

35,2 à 51,1), le Nouveau-Brunswick (41,4 %, IC à 95 % : 33,8 à 49,0), le Québec (36,5 %, IC à 95 % : 32,2 à 40,8) et l'Alberta (39,4 %, IC à 95 % : 31,9 à 47,0) (figure 1). Dans ce groupe d'âge, la prévalence a semblé diminuer entre 2000-2001 et 2008 dans toutes les provinces sauf une, où elle est demeurée stable (tableau 1).

Analyse

La prévalence de l'hystérectomie au Canada a diminué entre 2000-2001 et 2008 et était variable d'une province à l'autre; dans plus de la moitié des provinces, cette baisse a été progressive dans le temps dans les groupes d'âge de 50 à 59 ans et de 60 à 69 ans. Nous n'avons pas fait état des tendances pour les groupes plus jeunes (20 à 29 ans et 30 à 39 ans) en raison de la rareté relative de cette intervention. La variation provinciale de l'incidence de l'hystérectomie au cours de cette période avait déjà été établie et elle présente des tendances similaires à celles des données sur la prévalence[11]. Les variations observées d'une province à l'autre montrent à quel point il est important de communiquer avec précision les données relatives à la prévalence à l'échelle provinciale, puisque ces variations auront une influence sur les taux de participation au dépistage du cancer du col utérin ainsi que sur l'ajustement en ce qui concerne l'incidence du cancer du col de l'utérus et les taux de mortalité par cancer du col de l'utérus[22].

Il est difficile de comparer directement notre analyse de la prévalence de l'hystérectomie aux estimations internationales, principalement en raison des périodes d'analyse et des fourchettes d'âge différentes utilisées[13,23-25]. Néanmoins, il semble qu'une diminution des nouveaux cas d'hystérectomie ait été observée dans la majorité des pays[26,27]. Au Canada, la faible prévalence observée dans certaines provinces pourrait refléter une variation sur le plan de la pratique à limiter l'hystérectomie et une évolution en faveur des traitements non mutilants dans les affections permettant l'exercice d'un jugement discrétionnaire. Chez les femmes de 60 à 69 ans, les diminutions plus faibles de la prévalence dans le temps sont probablement imputables au fait que cette cohorte a déjà subi une hystérectomie avant que les traitements plus conservateurs ne soient courants. Certains traitements, comme la mise en place d'un dispositif intra-utérin libérant un progestatif et l'ablation de l'endomètre, ne sont

TABLEAU 1
Prévalence des taux d'hystérectomie, en 2000-2001, en 2003 et en 2008, Canada et provinces, par groupe d'âge

Groupe d'âge (années)	Province	Année						Différence entre 2000-2001 et 2008
		2000-2001		2003		2008		
		%	(IC à 95 %)	%	(IC à 95 %)	%	(IC à 95 %)	
40 à 49	T.-N.-L.	18,9	(15,0 à 22,9)	15,1[E]	(9,7 à 20,5)	—[F]	—[F]	—
	Î.-P.-É.	18,6	(13,1 à 24,0)	25,6[E]	(16,0 à 35,1)	—[F]	—[F]	—
	N.-É.	18,2	(14,4 à 22,1)	25,6	(18,2 à 33,1)	21,2[E]	(13,1 à 29,3)	3,0
	N.-B.	21,2	(17,1 à 25,3)	20,9	(15,6 à 26,2)	19,5[E]	(12,6 à 26,5)	−1,7
	Qc	14,7	(12,6 à 16,7)	13,4	(11,3 à 15,6)	13,7	(10,0 à 17,3)	−1,0
	Ont.	12,4	(11,0 à 13,8)	10,6	(9,3 à 11,9)	9,6	(7,1 à 12,1)	−2,7
	Man.	9,2[E]	(6,1 à 12,3)	11,6	(8,0 à 15,1)	14,2[E]	(6,2 à 22,2)	5,0
	Sask.	16,2	(12,5 à 19,8)	16,7[E]	(11,1 à 22,3)	—[F]	—[F]	—
	Alb.	14,3	(11,6 à 17,1)	13,7	(10,7 à 16,7)	15,3[E]	(10,2 à 20,4)	1,0
	C.-B.	13,6	(11,5 à 15,6)	13,8	(11,3 à 16,4)	13,7	(9,8 à 17,6)	0,1
50 à 59	T.-N.-L.	35,4	(29,4 à 41,3)	34,8	(28,7 à 40,9)	35,1	(25,8 à 44,3)	−0,3
	Î.-P.-É.	29,7	(22,8 à 36,7)	34,2	(24,3 à 44,2)	27,7[E]	(17,6 à 37,8)	−2,0
	N.-É.	39,8	(34,5 à 45,1)	36,8	(30,9 à 42,6)	25,6	(18,1 à 33,0)	−14,2
	N.-B.	38,6	(33,0 à 44,3)	36,9	(31,3 à 42,4)	30,5	(23,8 à 37,2)	−8,2
	Qc	31,3	(28,2 à 34,4)	31,0	(28,0 à 34,1)	20,0	(16,9 à 23,1)	−11,3
	Ont.	26,9	(24,5 à 29,3)	24,8	(22,8 à 26,7)	20,4	(17,4 à 23,4)	−6,5
	Man.	24,4	(19,4 à 29,5)	17,3	(13,1 à 21,6)	19,6	(13,3 à 25,9)	−4,8
	Sask.	30,3	(25,0 à 35,6)	24,5	(20,0 à 29,1)	21,2	(15,1 à 27,4)	−9,0
	Alb.	33,4	(29,0 à 37,8)	24,5	(20,6 à 28,4)	24,0	(18,0 à 30,1)	−9,4
	C.-B.	25,8	(22,8 à 28,9)	25,8	(22,5 à 29,0)	19,3	(15,0 à 23,7)	−6,5
60 à 69	T.-N.-L.	37,7	(30,0 à 45,4)	38,1	(31,2 à 45,0)	36,8	(28,1 à 45,6)	−0,9
	Î.-P.-É.	43,6	(36,6 à 50,6)	36,6	(26,2 à 46,9)	—[F]	—[F]	—
	N.-É.	42,4	(35,2 à 49,5)	49,7	(42,4 à 57,0)	43,1	(35,2 à 51,1)	0,8
	N.-B.	42,8	(36,2 à 49,4)	47,0	(39,9 à 54,1)	41,4	(33,8 à 49,0)	−1,4
	Qc	42,8	(38,8 à 46,9)	37,7	(34,6 à 40,8)	36,5	(32,2 à 40,8)	−6,3
	Ont.	34,2	(31,3 à 37,1)	32,7	(30,3 à 35,1)	30,7	(27,2 à 34,2)	−3,5
	Man.	40,8	(34,1 à 47,6)	38,5	(31,6 à 45,3)	32,5	(24,5 à 40,5)	−8,3
	Sask.	41,1	(35,3 à 46,8)	34,4	(28,5 à 40,3)	37,2	(29,4 à 44,9)	−3,9
	Alb.	40,3	(35,2 à 45,4)	40,5	(35,6 à 45,3)	39,4	(31,9 à 47,0)	−0,8
	C.-B.	35,3	(31,5 à 39,1)	36,2	(32,3 à 40,2)	31,4	(26,4 à 36,3)	−3,9

Abréviations : Alb., Alberta; C.-B., Colombie-Britannique; CV, coefficients de variation; Î.-P.-É., Île-du-Prince-Édouard; Man., Manitoba; N.-B., Nouveau-Brunswick ; N.-É., Nouvelle-Écosse; Ont., Ontario; Qc, Québec; Sask., Saskatchewan; T.-N.-L., Terre-Neuve-et-Labrador.

[E] À utiliser avec prudence (CV = 16,6 % à 33,3 %).

[F] Trop peu fiable pour être publié (n < 30 ou CV > 33,3 %).

largement offerts que depuis une dizaine d'années[28]. La prévalence de l'hystérectomie chez les Canadiennes continuera probablement à diminuer jusqu'à ce qu'un niveau minimal soit atteint, lorsque l'on n'aura recours à cette intervention que dans le traitement non facultatif d'urgences hémorragiques et de cancers[29].

Le fait d'inclure dans le dénominateur les femmes qui ont subi une hystérectomie se solde par une surestimation de la population cible et une sous-estimation de la participation au dépistage du cancer du col de l'utérus. Une proportion non négligeable des cas de cancer invasif du col utérin au Canada (40 % à 50 %) touche la population qui ne se soumet pas au test de dépistage ou du moins ne le fait pas assez régulièrement. Alors que certaines provinces obtiennent un taux de dépistage aux trois ans de près de 80 % dans la population à risque, la moitié des femmes souffrant d'un cancer invasif du col utérin n'avaient pas subi de test de dépistage[5]. De plus, le fait de ne pas supprimer les femmes n'ayant plus de col utérin dans les calculs de dénominateur a pour effet de réduire l'exactitude des comparaisons des populations cibles et de la participation au dépistage dans l'ensemble des programmes et des groupes d'âge : selon un rapport canadien récent, la participation globale s'élèverait à 70,2 % sans correction pour tenir compte de l'hystérectomie et à 74,1 %

après correction[5]. Plus important encore, la correction a un effet stabilisateur établi et se traduit par une participation plus uniforme dans tous les groupes d'âge[5].

Limites

Nos estimations de la prévalence sont limitées par le fait que les réponses aux questions de l'ESCC sont autodéclarées, incluant celles concernant l'hystérectomie. De plus, le type d'hystérectomie n'est pas précisé, ce qui pourrait entraîner une surestimation du nombre total d'hystérectomies. Toutefois, l'hystérectomie subtotale est rare (moins de 10 %) au Canada, ce qui n'a sans doute pas une incidence importante sur les chiffres[30]. L'excision du col de l'utérus seulement (trachélectomie) est aussi une intervention très peu fréquente, qui n'est utilisée que dans le traitement du cancer du col utérin de stade précoce. Cette intervention n'aura donc pas non plus une incidence marquée sur les chiffres[31,32]. Parmi les autres limites figure la non-disponibilité des données pour certaines années.

Conclusion

Notre analyse vient enrichir les connaissances actuelles de l'épidémiologie de l'hystérectomie au Canada. Compte tenu des variations selon la province et selon l'âge, une connaissance actualisée de la prévalence de l'hystérectomie permettra d'obtenir des dénominateurs de population plus précis pour le calcul a posteriori des taux de participation au dépistage du cancer du col utérin.

Références

1. Institut canadien d'information sur la santé. Point de mire : mesurer les disparités au sein du système de santé [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2010. PDF téléchargeable à partir du lien : https://secure.cihi.ca/free_products/Healthindicators2010_fr.pdf

2. Millar WJ. Hystérectomie, 1981-1982 à 1996-1997. Rapp. santé. 2001;12(2):9-24.

3. Société des obstétriciens et gynécologues du Canada. Directives cliniques de la SOGC : Hystérectomie. JOGC. 2002;(109): 1-13.

4. Koomstra JJ, Mourits MJ, Sijmons RH, Leliveld AM, Hollema H, Kleibeuker JH. Management of extracolonic tumours in patients with Lynch syndrome. Lancet Oncol. 2009;10(4):400-8.

5. Canadian Partnership Against Cancer Monitoring Program Performance Working Group; Monitoring Program Performance Data Group. Cervical cancer screening in Canada: monitoring program performance 2006–2008 [Internet]. Toronto (Ont.) : Canadian Partnership Against Cancer; 2011 Dec. PDF (765,08 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://cancerview.ca/idc/groups/public/documents/webcontent/cccic_cervical_cs_report.pdf

6. Chaddah M; Groupe de travail sur le rendement du système à l'échelle nationale du Partenariat canadien contre le cancer. Rapport sur le rendement du système de 2010 [Internet]. Toronto (Ont.) : Partenariat canadien contre le cancer; 2010. PDF téléchargeable à partir du lien : http://www.partnershipagainstcancer.ca/wp-content/uploads/system_performance_2010_fr.pdf

7. Canadian Task Force on Preventive Health Care. Recommendations on screening for cervical cancer. CMAJ. 2013;185(1):35-45.

8. Institut canadien d'information sur la santé. Les soins de santé au Canada 2010 : des avancées notables, mais des soins pas toujours appropriés [Internet]. Ottawa (Ont.), ICIS; 16 déc. 2010. Consultable en ligne à la page : http://www.cihi.ca/cihi-ext-portal/internet/fr/document/health+system+performance/indicators/performance/release_16dec10

9. Hall RE, Cohen MM. Variations in hysterectomy rates in Ontario: does the indication matter? CMAJ. 1994;151(12):1713-9.

10. Allard P, Rochette L. The descriptive epidemiology of hysterectomy, province of Quebec, 1981-1988. Ann Epidemiol. 1991; 1(6):541-9.

11. Institut canadien d'information sur la santé. Rapports de l'ICIS sur les indicateurs : Outil interactif des indicateurs de santé [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; [Consultation le 19 décembre 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.cihi.ca/cihi-ext-portal/internet/fr/applicationfull/health+system+performance/indicators/health/cihi011641

12. Stewart D, Evans M, Henderson G et collab.; Groupe d'experts sur les meilleures pratiques relatives à l'usage de l'hystérectomie. Vers une pratique idéale relative à l'usage de l'hystérectomie. Toronto (Ont.) : Conseil ontarien des services de santé pour les femmes; 2002.

13. Sattin RW, Rubbin GL, Hughes JM. Hysterectomy among women of reproductive age, United States, update for 1979-1980. MMWR CDC Surveill Summ. 1983;32(3):1SS-7SS.

14. Mulholland C, Harding N, Bradley S, Stevenson M. Regional variations in the utilization rate of vaginal and abdominal hysterectomies in the United Kingdom. J Public Health Med. 1996;18:400–5.

15. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Information détaillée pour 2000-2001 (cycle 1.1). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2002. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function = getSurvey&SurvId = 3226&SurvVer = 0&InstaId = 15282&InstaVer = 1&SDDS = 3226&lang = en&db = imdb&adm = 8&dis = 2

16. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Information détaillée pour 2003 (cycle 2.1) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2004. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function = getSurvey&SurvId = 3226&SurvVer = 0&SDDS = 3226&InstaId = 15282&InstaVer = 2&lang = en&db = imdb&adm = 8&dis = 2

17. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – composante annuelle (ESCC). Information détaillée pour 2008 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2009. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function = getSurvey&SurvId = 3226&SurvVer = 1&InstaId = 15282&InstaVer = 5&SDDS = 3226&lang = en&db = imdb&adm = 8&dis = 2

18. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : questionnaire pour cycle 1.1 – septembre, 2000 – novembre 2001 [Internet]. Ottawa (Ont.), Statistique Canada; 2000. PDF (300,38 Ko) téléchargeable à partir de la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/3226_Q1_V1-fra.pdf

19. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : questionnaire pour cycle 2.1 – janvier 2003 à novembre 2003. Version révisée – juillet 2005 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2005. PDF (1,5 Mo) téléchargeable à partir de la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/3226_Q1_V2-fra.pdf

20. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Questionnaire de 2008 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2008. PDF (12,40 Mo) téléchargeable à partir de la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/3226_Q1_V5-fra.pdf

21. Statistique Canada. BOOTVAR : guide de l'usager (BOOTVAR 3.1 – VERSION SAS) [logiciel]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; avril 2005. PDF (326,45 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://data.library.utoronto.ca/datapub/codebooks/cstdli/gss/gss18/sasbootdoc_fr.pdf

22. Taylor R, Rushworth RL. Hysterectomy fractions in New South Wales, 1971-2006. Aust N Z J Public Health. 1998;22(7):759-64.

23. Redburn JC, Murphy MF. Hysterectomy prevalence and adjusted cervical and uterine cancer rates in England and Wales. BJOG. 2001;108(4):388-95.

24. Nolan TF, Ory HW, Layde PM, Hughes JM, Greenspan JR. Cumulative prevalence rates and corrected incidence rates of surgical sterilization among women in the United States, 1971-1978. Am J Epidemiol. 1982;116(5):776-81.

25. Pokras R, Hufnagel VG. Hysterectomies in the United States. Vital Health Stat 13. 1987;(92):1-32.

26. Whiteman MK, Hillis SD, Jamieson DJ et collab. Inpatient hysterectomy surveillance in the United States, 2000-2004. Am J Obstet Gynecol. 2008;198(1):34.e1-7.

27. Hill EL, Graham ML, Shelley JM. Hysterectomy trends in Australia - between 2000/01 and 2004/05. Aust N Z J Obstet Gynaecol. 2010;50(2):153-8.

28. Van Dongen H, van de Merwe AG, de Kroon CD, Jansen FW. The impact of alternative treatment for abnormal uterine bleeding on hysterectomy rates in a tertiary referral center. J Minim Invasive Gynecol. 2009;16(1):47-51.

29. Kramer MG, Reiter RC. Hysterectomy: indications, alternatives and predictors. Am Fam Physician. 1997;55(3):827-34.

30. Cohen MM, Young W. Costs of hysterectomy: does surgical approach make a difference? J Womens Health. 1998;7(7):885-92.

31. Beiner ME, Hauspy J, Rosen Bet collab. Radical vaginal trachelectomy vs. radical hysterectomy for small early stage cervical cancer: a matched case-control study. Gynecol Oncol. 2008;110(2):168-71.

32. Plante M, Gregoire J, Renaud MC, Roy M. The vaginal radical trachelectomy: an update of a series of 125 cases and 106 pregnancies. Gynecol Oncol. 2011;121(2):290-7.

Syndrome métabolique et maladies chroniques

D. P. Rao, M. Sc. (1, 2); S. Dai, M.D. (2); C. Lagacé, M. Sc. (2); D. Krewski, Ph. D. (1, 3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Le syndrome métabolique (SMét) est un ensemble de marqueurs de risques qui semble favoriser l'apparition de maladies chroniques. Nous avons examiné le fardeau lié au SMét au Canada et son association actuelle et projetée avec les maladies chroniques.

Méthodologie : Nous avons utilisé les données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009 pour déterminer la prévalence du SMét chez les adultes canadiens et pour examiner les associations entre divers facteurs sociodémographiques et les principales maladies chroniques. Nous avons estimé l'incidence cumulative projetée du diabète et le risque, en pourcentage, d'événements cardiovasculaires mortels en utilisant l'algorithme DPoRT (Diabetes Population Risk Tool) et l'algorithme de Framingham.

Résultats : Après ajustement en fonction de l'âge, nous avons pu déterminer que 14,9 % des adultes canadiens présentaient un SMét. Les taux étaient similaires pour les deux sexes, mais ils étaient plus élevés chez les non-Blancs et chez les personnes présentant un embonpoint ou obèses (p < 0,001 dans les trois cas). L'importance du SMét sur le plan de la santé publique découle du fait qu'il est associé de manière statistiquement significative avec des maladies chroniques, en particulier avec le diabète de type 2 diagnostiqué (11,2 % contre 3,4 %) et non diagnostiqué (6,0 % contre 1,1 %). Le taux estimé d'incidence sur 10 ans associé au diabète et le risque moyen en pourcentage d'événements cardiovasculaires mortels étaient plus élevés chez les personnes atteintes de SMét que chez celles qui ne l'étaient pas (18,0 % contre 7,1 % pour le diabète et 4,1 % contre 0,8 % pour les maladies cardiovasculaires).

Conclusion : Le SMét est répandu chez les adultes canadiens, et une forte proportion de personnes souffrant d'un SMét ont également des affections chroniques, diagnostiquées ou non. Les estimations projetées du taux d'incidence de maladies chroniques associées à un SMét sont plus élevées chez les personnes aux prises avec ce syndrome. Par conséquent, le SMét pourrait être un facteur de risque pertinent dans l'apparition de maladies chroniques.

Introduction

La grande majorité des patients au sein du système de santé canadien vit avec une ou plusieurs maladies chroniques[1]. Les maladies cardiovasculaires, la bronchopneumopathie chronique obstructive, le cancer et le diabète sont les principales causes d'hospitalisation et de décès prématuré au Canada, avec près des trois quarts des décès attribuables à ces maladies[2]. Prises ensemble, ces maladies chroniques représentent 80 % des consultations pour soins de santé primaires et plus des deux tiers des coûts associés aux soins de santé[1,3]. Par conséquent, en en sachant davantage sur les facteurs de risque et sur les indicateurs de maladie chronique, nous serions mieux à même de soutenir les efforts de santé publique tournés vers ce sujet croissant de préoccupation.

Le syndrome métabolique (SMét) englobe des marqueurs de risque qui augmentent la probabilité qu'une personne soit atteinte d'une maladie chronique[4]. Un certain nombre de maladies chroniques importantes se sont en effet avérées associées au SMét. Il s'agit notamment des maladies cardiovasculaires (MCV)[5], du diabète de type 2[6], du cancer[7] et des néphropathies chroniques[8].

L'augmentation du nombre de personnes obèses et de personnes sédentaires contribue à la prévalence du SMét[9-11]. Si la pathogenèse du SMét peut être attribuée à l'obésité et à une prédisposition métabolique[12], certains facteurs socioéconomiques influent aussi sur la prévalence du SMét. Par exemple, les adultes canadiens ayant fait des études supérieures ont moitié moins de risques d'être atteints d'un SMét que ceux avec un diplôme d'études secondaires (rapport de cotes [RC] : 0,45, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,25 à 0,81)[13]. L'origine ethnique a aussi une incidence sur les taux de prévalence observés (RC : 0,54, IC à 95 % : 0,4 à 0,73 chez les Noirs non hispaniques par rapport aux Blancs non hispaniques)[14]. Un certain nombre de définitions officielles du SMét ont été adoptées par les autorités sanitaires internationales pour tenir compte de ces différences sur le plan de l'origine ethnique[4,15,16]. On a également décrit le SMét comme une affection progressive, les diverses composantes du SMét ayant tendance à s'aggraver au fil du temps et contribuant collectivement à une augmentation du risque de maladie chronique[17].

Hivert et collab.[18] ont démontré l'utilité du SMét comme outil en santé publique. En

Rattachement des auteurs :

1. Institut de recherche sur la santé des populations, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
2. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
3. Risk Sciences International, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Deepa Rao, Institut de recherche sur la santé des populations, Université d'Ottawa, 1, rue Stewart, suite 300, Ottawa (Ontario) K1N 6N5; tél. : 613-897-8111; téléc. : 613-562-5380; courriel : Deepa.Rao@uottawa.ca

utilisant des dossiers de santé électroniques pour repérer les patients atteints d'un SMét et pour surveiller l'apparition d'une MCV et du diabète, ils ont montré que la fréquence de ces affections chroniques et les coûts associés aux soins de santé qui en découlent étaient plus élevés chez les patients atteints d'un SMét que chez ceux qui ne l'étaient pas[18]. Le rôle du SMét en tant qu'indicateur de maladie chronique pourrait donc être important et se révéler bénéfique sur le plan de la santé individuelle et sur le plan des coûts et des ressources associés aux soins de santé[18]. Les estimations de la prévalence fondées sur des données canadiennes étant limitées, on utilise souvent des estimations internationales. Générer des données canadiennes sur le SMét et sur son association avec diverses maladies chroniques se révèle donc important.

Dans cette étude, nous visions à estimer le taux de prévalence du SMét au sein de la population canadienne d'âge adulte, à examiner le lien entre le SMét, divers facteurs de risques et les maladies chroniques et à caractériser le risque futur de maladie chronique associé au SMét à l'aide de mesures portant sur les maladies non diagnostiquées et à l'aide de projections sur 10 ans concernant le diabète et les MCV réalisées avec des outils prédictifs fiables.

Méthodologie

Source des données

Nous avons utilisé les données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[19]. Pour cette enquête transversale, menée par Statistique Canada, on a constitué un échantillon représentatif de 5 600 Canadiens de 6 à 79 ans, qui représentait environ 96,3 % de la population canadienne. On a utilisé également un centre d'examen mobile pour mesurer, entre autres, la pression artérielle et les concentrations de divers facteurs sériques chez les participants. L'information sur l'état de santé, les variables socioéconomiques et autres a été recueillie au moyen d'entrevues réalisées auprès des membres des ménages[19]. Statistique Canada a attribué un facteur de pondération à chaque participant afin de refléter le nombre de personnes dans la population représentées par le participant en question et en tenant également compte du taux de non-réponse et de la distribution de la population. Des renseignements plus détaillés sur l'échantillonnage et les estimations sont fournis ailleurs[20,21].

Population à l'étude

On a demandé à certains participants de l'ECMS (n = 2 634) de se présenter au centre d'examen mobile à jeun pour se soumettre aux tests, et ce sont les données associées à ce sous-échantillon que nous avons utilisées ici. Le taux de réponse a été de 85,2 %, ce qui, combiné au taux de réponse global pour l'ensemble de l'ECMS, a donné un taux de réponse global de 46,3 % pour ce sous-échantillon de participants à jeun[19,20,22]. Les femmes enceintes (n = 8) et les moins de 20 ans (n = 933) ont été exclues de l'analyse, de sorte que l'étude comptait au total 1 693 participants. Statistique Canada a fourni des facteurs de pondération distincts, fondés sur le recensement de 2006, pour que les analyses menées sur cette sous-population de participants à jeun demeurent représentatives de la population canadienne dans son ensemble. Ces facteurs de pondération tiennent compte du taux de non-réponse et de la distribution de la population au Canada. Les valeurs manquantes ont été retirées avant l'analyse.

Pour déterminer s'il y avait un biais de sélection découlant des multiples critères d'exclusion, nous avons effectué une analyse de sensibilité et comparé le statut de notre population à l'étude avec les estimations nationales. Nous avons constaté que les deux étaient similaires dans le cas de l'âge[23], de la scolarité[24], du sexe[25], de l'origine ethnique[26] et du revenu[27] (tableau 1), ce qui signifie que la population à l'étude est représentative de l'ensemble de la population canadienne.

Définitions clés

Syndrome métabolique

Nous avons utilisé la définition du SMét du National Cholesterol Education Program (rNCEP) Adult Treatment Panel III révisé, qui utilise des critères révisés pour la circonférence de la taille[4]. Nous avons également examiné les taux de prévalence du SMét en utilisant la définition de l'International Diabetes Federation (IDF) et la définition dite « harmonisée »[15,16].

Maladies chroniques non diagnostiquées et diagnostiquées

En l'absence de données longitudinales permettant de vérifier si les personnes atteintes d'un SMét développent certaines maladies chroniques au fil du temps, nous avons déterminé si les participants étaient atteints ou non d'une maladie non diagnostiquée. Nous avons considéré qu'il s'agissait d'une mesure substitut du risque futur de maladie chronique. Les participants étaient considérés comme ayant une maladie non diagnostiquée s'ils disaient ne pas être atteints de la maladie en question mais qu'ils présentaient certaines caractéristiques physiques mesurables de cette maladie.

L'hypertension diagnostiquée était fondée sur une réponse positive à la question « Faites-vous de l'hypertension (de la haute pression)? » ou par l'utilisation autodéclarée de certains médicaments (une liste peut être fournie par les auteurs sur demande). La pression systolique moyenne et la pression diastolique moyenne ont été calculées à partir de six mesures de la pression artérielle[22,28,29]. Nous avons considéré que les participants présentaient une hypertension non diagnostiquée s'ils disaient ne pas avoir reçu de diagnostic d'hypertension, mais que leur pression artérielle était supérieure à 140/90 mmHg (pour l'une ou l'autre des mesures).

Le diabète (de type 2) diagnostiqué était fondé sur une réponse positive aux questions « Êtes-vous atteint du diabète? » ou « A-t-on diagnostiqué chez vous le diabète non insulino-dépendant (Type 2)? » ou par l'utilisation autodéclarée de certains médicaments (une liste peut être fournie par les auteurs sur demande)[22]. Comme dans le cas de la pression artérielle, nous avons considéré que les participants présentaient un diabète non diagnostiqué s'ils avaient répondu non à l'une des questions précédentes, mais que leur glycémie à jeun était supérieure ou égale à 7,0 mmol/L. Les personnes atteintes d'un diabète de type 1 n'étaient pas visées par l'analyse.

TABLEAU 1
Caractéristiques de la population à l'étude (N = 1 693)

Caractéristiques	N	%	IC à 95 %
Sexe			
femmes	886	50,4	49,8 à 50,9
hommes	807	49,6	49,1 à 50,2
Âge (ans)			
20 à 39	536	37,8	37,1 à 38,4
40 à 59	603	41,3	40,8 à 41,8
60 à 80	554	20,9	20,6 à 21,2
Âge moyen (ET) (années)	45,3 (0,2)		
Appartenance culturelle/origine ethnique			
Blancs	1 441	84,3	74,2 à 94,4
non-Blancs	205	15,7[E]	5,6 à 25,8
Revenu total du ménage ($)			
29 999 et moins	290	14,6	11,6 à 17,7
30 000 à 49 999	324	18,4	16,3 à 20,5
50 000 à 79 999	400	26,4	22,5 à 30,3
80 000 et plus	583	40,6	33,6 à 42,9
Niveau de scolarité le plus élevé			
pas de diplôme d'études secondaires	206	11,4	7,6 à 15,2
diplôme d'études secondaires	289	18,8	13,1 à 24,5
études postsecondaires partielles/diplôme d'études postsecondaires	1 178	69,8	61,5 à 78,2
Statut tabagique			
n'ayant jamais fumé	810	45,7	41,8 à 49,5
ex-fumeur	553	31,2	27,9 à 34,5
fumeur (quotidiennement ou à l'occasion)	325	23,1	20,6 à 25,6
Activité physique durant les loisirs			
actif ou modérément actif	800	44,3	37,2 à 51,5
inactif	893	55,7	48,5 à 62,8
IMC (kg/m^2)			
moins de 25	676	43,5	37,8 à 49,2
25 à 29	638	37,8	33,8 à 41,8
30 et plus	351	18,7	15,6 à 21,2

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009, ensemble de données cliniques.

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; ET, erreur type; IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle.

Remarques : Les données manquantes (sans objet, non mentionné, inconnu) ne sont pas incluses dans le calcul des proportions. Les pourcentages ont été pondérés selon la pondération utilisée dans l'ECMS.

[E] Interpréter avec prudence (coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 %).

La néphropathie chronique diagnostiquée était fondée sur une réponse positive à la question « Souffrez-vous d'une dysfonction ou d'une maladie rénale? »[22]. Nous avons considéré que les participants présentaient une néphropathie chronique non diagnostiquée s'ils répondaient à cette question par la négative, mais que le débit de filtration glomérulaire mesuré était faible (60 mL/min ou moins selon l'équation de Modification of Diet and Renal Disease Study[30]) ou que le rapport microalbumine/créatinine était élevé (supérieur à 2,65 mg/mmol).

La dyslipidémie diagnostiquée était fondée sur une réponse positive à la question « Un professionnel de la santé vous a-t-il déjà dit que votre taux de cholestérol sanguin était élevé? »[22]. Nous avons considéré que les participants présentaient une dyslipidémie non diagnostiquée s'ils répondaient à la question précédente par la négative mais que soit ils remplissaient à la fois le critère relatif au rapport cholestérol total/cholestérol à lipoprotéines de haute densité (cholestérol-HDL) (5,5 ou plus chez les hommes; 4,5 ou plus chez les femmes) et celui relatif aux lipoprotéines de basse densité (LDL) (3,5 mmol/L ou plus), soit ils prenaient certains médicaments (liste fournie par les auteurs sur demande).

Variables

Les analyses sont présentées en fonction du sexe, de l'âge (au moment de la consultation en centre d'examen), de la scolarité, de l'origine ethnique (groupe racial ou culturel autodéclaré, populations autochtones non incluses) et du revenu du ménage. Les facteurs relatifs au style de vie sont l'indice de masse corporelle (IMC) mesuré et les déclarations des participants relativement à leur activité physique durant leurs loisirs et à leur statut tabagique[19].

Analyse statistique

Nous avons effectué des analyses multivariées à l'aide du logiciel statistique SAS Enterprise Guide 4.1 (Cary, Caroline du Nord, États-Unis)[31]. Les estimations nationales ont été établies à l'aide de la pondération utilisée pour l'ECMS pour le sous-échantillon de population à jeun et nous les avons ajustées selon l'âge à l'aide des données du recensement canadien. Nous avons estimé la variance à l'aide du logiciel Bootvar de Statistique Canada et en suivant les lignes directrices de Statistique Canada en matière de déclaration. Nous avons utilisé l'estimateur de Horvitz-Thompson pour analyser la signification statistique suivant une distribution de Student à 11 degrés de liberté.

Nous avons examiné les estimations de la prévalence à l'aide de la procédure de fréquence du logiciel SAS Enterprise Guide 4.1 et les avons ajustées (voir la section Résultats pour leur description). Les RC estimatifs, lorsqu'ils sont mentionnés, ont été calculés à l'aide de modèles de régression logistique et ajustés selon l'âge et le sexe. Les projections de l'incidence cumulative sur 10 ans pour le diabète de type 2 ont été estimées à l'aide de l'outil DPoRT (Diabetes Population Risk Tool)[32]. Cet

outil prédictif, initialement élaboré en utilisant l'Enquête nationale sur la santé de la population, utilise des données d'enquête courantes (par exemple les estimations autodéclarées relatives aux comportements en matière de santé et les facteurs sociodémographiques) pour prévoir le risque pour un sujet de recevoir un diagnostic médical de diabète. Nous avons utilisé les modèles de survie de Weibull en fonction du sexe pour créer un DPoRT pour les personnes non atteintes de diabète sucré, de plus de 20 ans et qui ne sont pas enceintes. Les variables prédictives utilisées dans le modèle étaient l'âge, le sexe, l'origine ethnique autodéclarée, l'IMC autodéclarée, le statut d'immigrant (pour les femmes), la scolarité, le statut tabagique et les antécédents d'hypertension artérielle et de cardiopathie, et toutes étaient disponibles pour notre analyse[32].

Nous avons utilisé le calculateur de risque sur 10 ans basé sur les lipides de Framingham pour estimer le risque d'événement cardiovasculaire général mortel, défini comme une mort d'origine coronarienne, un infarctus du myocarde, une insuffisance coronarienne, un angor, un accident vasculaire cérébral ischémique, un accident vasculaire cérébral hémorragique, un accident ischémique transitoire, une artériopathie périphérique ou une insuffisance cardiaque. Cet outil prédictif a été créé à l'origine avec les données des études Framingham Heart Study et Framingham Offspring Study. Nous avons utilisé des régressions de risques proportionnels de Cox en fonction du sexe pour relier les divers facteurs de risque et l'incidence d'événements cardiovasculaires généraux mortels. Les fonctions du risque mathématique de MCV issues de ce processus ont ensuite été intégrées à l'outil de risque de Framingham. Les résultats sont présentés selon un niveau de risque élevé (20 % et plus) ou modéré à élevé (10 % et plus). Le sous-ensemble de la population utilisé pour les projections de MCV a été réduit aux personnes de 30 à 74 ans sans antécédent d'événement cardiovasculaire[33].

Approbation éthique

Nous avons obtenu l'approbation du Comité d'éthique de la recherche de l'Hôpital d'Ottawa (protocole n° 20120767-01H) avant de débuter notre étude.

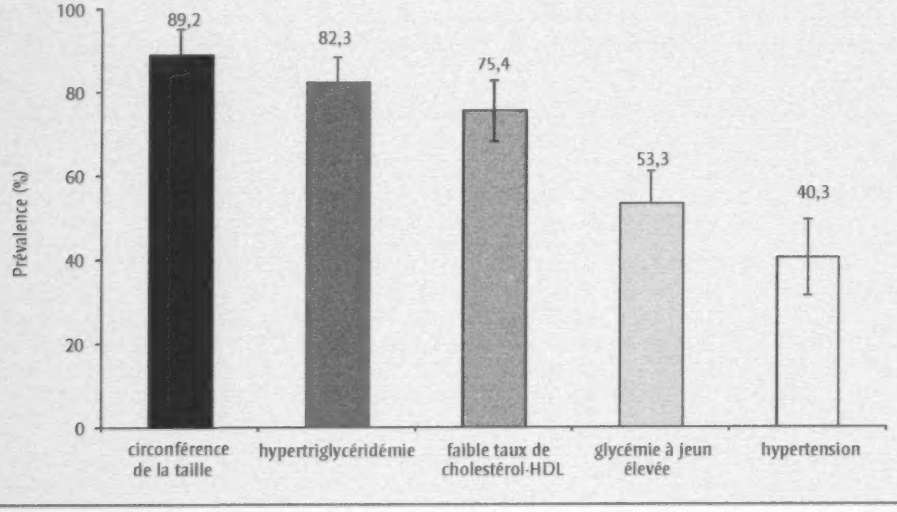
Résultats

La majorité des participants à l'enquête étaient blancs, physiquement inactifs et fumeurs ou ex-fumeurs. Dans la plupart des cas, ils avaient effectué un certain nombre d'années d'études postsecondaires, et le revenu annuel de leur ménage était supérieur à 50 000 $. L'âge moyen de la population à l'étude était de 45 ans, et la répartition par sexe était égale (tableau 1).

Nous avons considéré que les participants présentaient un SMét lorsqu'ils répondaient à au moins trois critères du rNCEP, ce qui s'est traduit par une prévalence brute de 15,5 % et une prévalence ajustée selon l'âge de 14,9 %. Au sein de la population générale, 34,9 % des personnes ne présentaient aucun marqueur de risque du SMét, 29,5 % des personnes en présentaient un et 20,2 % des personnes en présentaient deux. Les marqueurs de risque du SMét le plus souvent observés chez les personnes qui en étaient atteintes étaient la circonférence de la taille (89,2 %), une hypertriglycéridémie (82,3 %), un faible taux de cholestérol-HDL (75,4 %), une glycémie à jeun élevée (53,3 %) et une pression systolique ou diastolique élevée (40,3 %) (figure 1).

Les estimations déterminées à l'aide du rNCEP ont été comparées aux estimations de prévalence fondées sur la définition de l'IDF et sur celles de la définition dite harmonisée, et dans les deux cas elles étaient significativement plus élevées (pour la prévalence brute, IDF : 23,1 %

FIGURE 1
Prévalence des divers marqueurs de risque du syndrome métabolique chez les personnes qui en sont atteintes, ECMS 2007-2009



Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; HDL, lipoprotéines de haute densité.

et harmonisée : 19,6 %; pour la prévalence ajustée selon l'âge, IDF :22,3 % et harmonisée : 19,1 %) (tableau 2).

La prévalence du SMét variait en fonction du groupe d'âge, mais la différence entre les sexes à l'intérieur de chaque groupe d'âge n'était pas statistiquement significative (figure 2). Il y avait également une variation selon le statut tabagique, avec dans ce cas des différences entre les sexes (tableau 2). Par ailleurs, l'origine ethnique avait un effet statistiquement significatif sur les taux de prévalence, ceux-ci étant plus élevés chez les non-Blancs que chez les Blancs. Tant chez les hommes que chez les femmes, il y avait une association statistiquement significative entre un IMC élevé ou l'inactivité physique et une prévalence accrue de SMét.

Les cotes associées au SMét variaient selon les caractéristiques des participants, avec une association statistiquement significative avec le fait de ne pas être blanc et d'être plus âgé (tableau 2). Il y avait également des associations statistiquement significatives en lien avec d'autres caractéristiques, mais seulement pour l'un des sexes, par exemple des rapports de cotes relatifs au SMét statistiquement significatifs en lien avec le fait d'être fumeuse.

Nous avons examiné la prévalence de diverses maladies chroniques au sein de trois groupes : l'ensemble de la population, les personnes obèses (IMC supérieur ou égal à 30 kg/m^2) et les personnes atteintes de SMét. Les cas de maladie non diagnostiquée étaient plus fréquents chez les personnes atteintes de SMét que chez les personnes obèses ou dans l'ensemble de la population pour toutes les maladies examinées, le cas le plus flagrant étant celui de la dyslipidémie (28,3 %, contre respectivement 18,5 % et 10,0 %) (tableau 3). Il est à noter que le taux de diabète non diagnostiqué était plus de cinq fois plus élevé chez les personnes atteintes de SMét que dans l'ensemble de la population (6,0 % contre 1,1 %, p = 0,009; à interpréter avec prudence).

Nous avons estimé le fardeau futur associé au diabète de type 2 et aux MCV pouvant

TABLEAU 2
Prévalence et rapports de cote du syndrome métabolique selon les caractéristiques de la population, ECMS 2007-2009

Définitions	Prévalence			Rapports de cotes	
	%	IC à 95 %	valeur *p*	RC	IC à 95 %
rNCEP ATP III					
prévalence brute	15,5	12,0 à 19,0	—		
prévalence ajustée	14,9	13,3 à 16,6			
IDF					
prévalence brute	23,1	20,4 à 25,8	< 0,001		
prévalence ajustée	22,3	20,4 à 24,3			
Harmonisée					
prévalence brute	19,6	15,9 à 23,2	< 0,001		
prévalence ajustée	19,1	17,3 à 20,9			
Caractéristiques					
Ensemble de la population					
Sexe[a,b]					
hommes (réf.)	14,5	10,4 à 18,6	—	1	—
femmes	16,5	12,6 à 20,3	0,25	1,12	0,87 à 1,42
Origine ethnique[a,b,c]					
Blancs (réf.)	15,5	12,1 à 18,8	—	1	—
Non-Blancs	16,6[E]	5,4 à 27,7	< 0,001	2,66	1,29 à 5,45
Hommes					
Âge[b]					
20 à 39 (réf.)	8,0[E]	4,4 à 11,5	—	1	—
40 à 59	14,5[E]	6,7 à 22,4	0,05	1,48	0,67 à 3,26
60 à 80	26,9	21,3 à 32,5	0,012	3,33	2,07 à 5,34
Statut tabagique[a,b]					
fumeur	6,6[E]	2,0 à 11,1	0,01	0,65	0,23 à 1,86
ex-fumeur	24,1	15,5 à 32,7	0,12	1,54	0,66 à 3,61
n'ayant jamais fumé (réf.)	11,4[E]	5,6 à 17,3	—	1	—
APDL[a,b]					
actif (réf.)	12,0	8,5 à 15,6	—	1	—
inactif	16,9[E]	10,0 à 23,9	0,001	1,39	0,69 à 2,78
IMC (kg/m^2)[a]					
moins de 25 (réf.)	—[F]	—	—	1	—
25 à 29	15,8	10,4 à 21,2	< 0,001	—[F]	—
30 et plus	38,6	25,5 à 51,8	< 0,001	—[F]	—
Femmes					
Âge[b]					
20 à 39 (réf.)	—[F]	—	—	1	—
40 à 59	18,7[E]	11,7 à 25,7	0,003	3,67	1,20 à 11,17
60 à 80	31,5	24,3 à 38,6	< 0,001	7,43	2,62 à 21,05
Statut tabagique[a,b]					
fumeuse	21,1	13,6 à 28,5	0,71	3,15	1,63 à 6,07
ex-fumeuse	21,3[E]	10,8 à 31,8	0,38	2,06	0,93 à 4,59
n'ayant jamais fumé (réf.)	11,0	8,7 à 13,3	—	1	—

Suite page suivante

TABLEAU 2 (Suite)
Prévalence et rapports de cote du syndrome métabolique selon les caractéristiques de la population, ECMS 2007-2009

Caractéristiques	Prévalence			Rapports de cotes	
	%	IC à 95 %	valeur *p*	RC	IC à 95 %
APDL[a,b]					
actif (réf.)	10,5[E]	6,6 à 14,5	—	1	—
inactif	20,2	15,4 à 25,0	< 0,001	1,76	1,13 à 2,73
IMC (kg/m²)[a]					
moins de 25 (réf.)	—[F]	—	—	1	—
25 à 29	22,9	16,1 à 30,0	< 0,001	—[F]	—
30 et plus	43,2	34,2 à 52,2	< 0,001	—[F]	—

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009, ensemble de données cliniques.

Abréviations : APDL, activité physique durant les loisirs; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IC, intervalle de confiance; IDF, International Diabetes Federation; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes; Réf., référence; rNCEP ATP, revised National Cholesterol Education Program Adult Treatment (Panel III).

Remarque : L'estimation de la prévalence ajustée a fait l'objet d'un ajustement en fonction de l'âge selon les données du recensement canadien.

[a] Rapport de cotes ajusté selon l'âge.

[b] Rapport de cotes ajusté selon l'IMC.

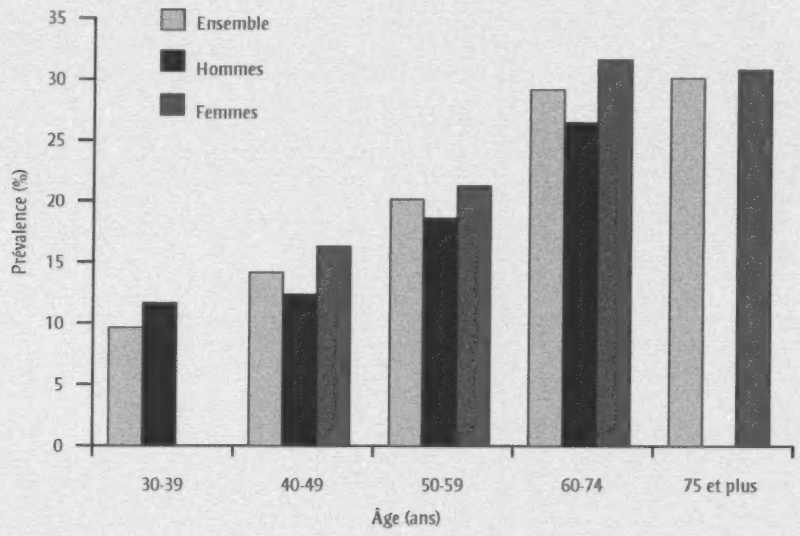
[c] Rapport de cotes ajusté selon le sexe.

[E] Interpréter avec prudence (coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 %).

[F] Non déclarable (coefficient de variation supérieur à 33,3 %).

être attribué au SMét à l'aide d'algorithmes. Le risque moyen de diabète sur 10 ans pour les personnes atteintes de SMét par rapport à celles qui ne l'étaient pas était de 18,0 % (IC à 95 % : 15,3 à 20,7) contre 7,1 % (IC à 95 % : 6,2 à 8,1). Par conséquent, on peut s'attendre à ce que le pourcentage d'adultes canadiens atteints de diabète entre 2007 et 2017 soit d'environ 8,7 % (IC à 95 % : 7,5 à 9,9) (figure 3). De même, le risque moyen d'événement cardiovasculaire mortel était de 4,1 % (IC à 95 % : 2,3 à 6,0; à interpréter avec prudence) contre 0,8 % (IC à 95 % : 0,6 à 1,0). Le risque de MCV sur 10 ans est considéré comme élevé s'il est supérieur ou égal à 20 %, et comme modéré à élevé s'il est compris entre 10 % et 20 %. La proportion d'adultes canadiens atteints de SMét et présentant un risque élevé d'événement cardiovasculaire était de 6,81 % (IC à 95 % : 3,2 à 10,4, $p = 0,004$ par rapport aux personnes sans SMét; à interpréter avec prudence) et celle présentant un risque modéré à élevé était de 8,9 % (IC à 95 % : 4,3 à 13,6; à interpréter avec prudence), contre 2,0 % (IC à 95 % : 1,3 à 2,7, $p = 0,008$) pour les personnes sans SMét.

FIGURE 2
Prévalence du syndrome métabolique selon le sexe et le groupe d'âge, ECMS 2007-2009



Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009, ensemble de données cliniques.

Abréviation : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé.

Remarque : Il faut interpréter les estimations avec prudence pour tous les groupes d'âge présentés à l'exception de celui des 60 à 74 ans (coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 %). Les estimations non déclarables (coefficient de variation supérieur à 33,3 %) n'ont pas été représentées.

TABLEAU 3
Prévalence des maladies chroniques, diagnostiquées ou non, au sein de l'ensemble de la population et chez les personnes atteintes d'obésité ou de syndrome métabolique, ECMS 2007-2009

	Ensemble de la population		Personnes atteintes d'obésité			Personnes atteintes de syndrome métabolique			valeur p^b
	%	IC à 95 %	%	IC à 95 %	valeur p^a	%	IC à 95 %	valeur p^a	
Hypertension									
diagnostiquée	17,2	14,2 à 20,1	33,6	25,2 à 41,9	0,001	36,1	29,0 à 43,1	< 0,001	0,61
non diagnostiquée	0,7[E]	0,2 à 1,1	—[F]	—	—	—[F]	—	—	—
Diabète									
diagnostiqué	3,4	2,4 à 4,5	8,0	5,2 à 10,8	0,003	11,2[E]	6,7 à 15,6	0,003	0,07
non diagnostiqué	1,1[E]	0,6 à 1,7	4,4[E]	1,5 à 7,2	0,02	6,0[E]	2,2 à 9,8	0,009	0,27
Néphropathie chronique									
diagnostiquée	1,9	1,4 à 2,4	—[F]	—	—	4,0[E]	1,2 à 6,8	0,13	—
non diagnostiquée	10,0	8,1 à 11,9	15,2[E]	9,0 à 21,5	0,11	22,2	14,9 à 29,5	0,002	0,10
Dyslipidémie									
diagnostiquée	29,4	26,5 à 32,3	37,0	31,3 à 42,6	0,02	50,8	46,6 à 55,1	< 0,001	< 0,001
non diagnostiquée	10,0	6,9 à 13,1	18,5	12,3 à 24,7	0,006	28,3	22,5 à 34,1	< 0,001	0,006

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009, ensemble de données cliniques.

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IC, intervalle de confiance.

[a] Ces valeurs *p* représentent le degré de signification statistique de la différence entre les sous-groupes de la population et la population générale.

[b] Cette valeur *p* représente le degré de signification statistique de la différence entre les sous-groupes de la population.

[E] Interpréter avec prudence (coefficient de variation : 16,6 % à 33,3 %).

[F] Non déclarable (coefficient de variation : > 33,3 %).

Analyse

Prévalence du syndrome métabolique

Si l'on compare la prévalence du SMét à l'aide de la définition du rNCEP, le taux de prévalence ajusté selon l'âge au Canada est plus de deux fois moins élevé que le taux déclaré aux États-Unis (14,9 % contre 34,4 %)[14], mais similaire aux données publiées antérieurement pour la population canadienne[34]. Si l'on utilise les nouvelles définitions suggérées par l'IDF (qui tiennent compte des différences entre les groupes ethniques quant à la circonférence de la taille) ou la définition harmonisée, le taux de prévalence du SMét ajusté selon l'âge au Canada est plus élevé que le taux calculé à l'aide des définitions du rNCEP (respectivement 22,3 % et 19,1 %), ce qui indique que le choix de la définition du SMét n'est pas sans conséquence.

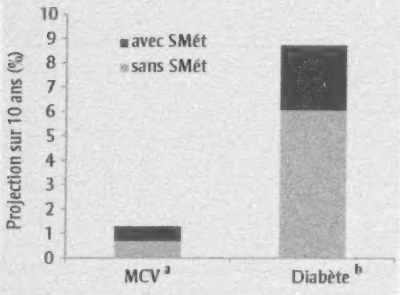
Nous avons choisi d'utiliser la définition du rNCEP dans notre étude pour faciliter les comparaisons avec les données épidémiologiques publiées antérieurement[14]. Cette définition était raisonnablement précise pour ce qui concerne la représentation de la composition ethnique de la population à l'étude (84 % de Blancs, tableau 1). Bien que les limites relatives à la taille de l'échantillon ne nous aient pas permis d'explorer les variations du taux de prévalence du SMét en fonction de l'origine ethnique autodéclarée, il semblerait que davantage de personnes soient considérées comme ayant un SMét lorsqu'on utilise cette information et la définition du SMét donnée par l'IDF[15].

Facteurs de risque et syndrome métabolique

Selon nos observations, la prévalence du SMét au Canada est associée à l'âge, à l'origine ethnique, à l'IMC et à l'activité physique durant les loisirs. Un âge avancé était statistiquement associé au SMét, mais les profils de prévalence différaient en fonction de l'âge et du sexe. La prévalence était plus élevée chez les hommes de 30 à 39 ans. Ensuite, la prévalence du SMét augmentait de façon constante chez les femmes, pour dépasser celle observée chez les hommes entre 40 et 60 à 74 ans, puis se stabilisait. Chez les hommes, l'augmentation constante de la prévalence semblait se produire après 40 ans. Selon Tjepkema[35], cette transition est le reflet de l'augmentation marquée du taux d'obésité observée chez les hommes après 45 ans. Dans la même étude, Tjepkema[35] a également montré que les taux d'obésité augmentaient de façon constante chez les femmes jusqu'à 65 ans. Les changements relatifs à la prévalence que nous avons observés concordent avec les taux accrus de SMét observés chez les femmes en périménopause et les femmes postménopausées[36].

Les cotes relatives au SMét étaient significativement plus élevées chez les non-Blancs, et nous avons constaté que le risque de SMét était plus élevé chez les Canadiens non blancs que chez les Américains d'origine mexicaine et les Blancs non hispaniques aux États-Unis[14]. Outre les Canadiens d'origines hispanique et africaine, notre analyse incluait des populations d'autres origines, notamment philippine, chinoise, sud-asiatique et arabe, et il est possible que l'inclusion de ces groupes additionnels soit responsable de la différence entre les deux études observée quant aux cotes relatives au

FIGURE 3
Projection sur 10 ans de l'incidence cumulative de diabète et du risque moyen d'événement cardiovasculaire mortel, en pourcentage, chez les personnes atteintes ou non de SMét, ECMS 2007-2009



Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé 2007-2009, ensemble de données cliniques.

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IC, intervalle de confiance; MCV, maladies cardiovasculaires; SMét, syndrome métabolique.

Remarques : L'incidence cumulative de diabète a été estimée à l'aide de l'outil DPoRT (Diabetes Population Risk Tool)[32].

Le risque moyen d'événement cardiovasculaire mortel a été calculé à l'aide du calculateur de risque sur 10 ans basé sur les lipides selon la méthode de Framingham[33]. Le sous-ensemble de population utilisé pour les projections relatives aux MCV a été restreint aux adultes de 30 à 74 ans sans antécédent d'événement cardiovasculaire.

Étant donné la prévalence du SMét observée dans la population canadienne adulte (85,1 % sans SMét contre 14,9 % avec SMét), le risque d'événement cardiovasculaire mortel projeté sur 10 ans serait de 1,29 % et l'incidence cumulative du diabète projetée sur 10 ans serait de 8,7 % (IC à 95 % : 7,5 à 9,9).

[a] Les projections étaient, pour les MCV, de 4,1 % avec SMét (IC à 95 % : 2,3 à 6,0; $p < 0,01$) et de 0,8 % sans SMét (IC à 95 % : 0,6 à 1,0; $p < 0,01$).

[b] Les projections étaient, pour le diabète, de 18,0 % avec SMét (IC à 95 % : 15,3 à 20,7; $p < 0,01$) et de 7,1 % sans SMét (IC à 95 % : 6,2 à 8,1; $p < 0,01$).

SMét selon l'origine ethnique. Des observations antérieures réalisées à l'aide de la définition du rNCEP montraient également que les taux de prévalence étaient plus élevés chez certains groupes ethniques inclus dans notre étude que dans la population générale utilisée ici[37,38].

Selon nos résultats, les cotes relatives au SMét sont moins élevées chez les personnes actives que chez les personnes inactives, mais cette diminution du risque n'est statistiquement significative que chez les femmes. Notre analyse révèle clairement que les cas d'embonpoint et d'obésité sont fréquents chez les adultes, avec une prévalence atteignant presque 57 %. Il s'agit d'un fait inquiétant étant donné l'étroite association entre l'obésité et le SMét et entre l'obésité et le prédiabète[39].

Le SMét est en effet fréquemment associé au prédiabète, état qui se caractérise par une glycémie élevée et une inflammation systémique. Il est également associé à certaines caractéristiques comme un état prothrombotique ou une dyslipidémie, ce qui pourrait expliquer les liens observés avec le risque cardiovasculaire[40]. Le risque accru de diabète de type 2 et d'événement cardiovasculaire mortel observé chez les personnes atteintes d'un SMét n'est donc pas surprenant, plusieurs travaux de recherche montrant l'existence de telles associations[5,41]. La proportion de personnes considérées comme à risque d'être atteintes de diabète au cours des 10 prochaines années par rapport aux personnes sans SMét indique que le SMét pourrait servir d'indicateur de maladie chronique. Ces observations sont corroborées par une étude menée en 2010, dans laquelle on estimait à 8,9 % le risque de diabète chez les Canadiens[42]. Lorsqu'on tient compte des projections relatives aux MCV, qui offrent une estimation du risque d'événement mortel, il est clair qu'il y a des raisons d'être préoccupé.

Il faut être conscient qu'un chevauchement est possible entre la définition des facteurs de risque de maladie chronique et la définition du SMét. Dans le cas de la dyslipidémie, ce chevauchement peut être à l'origine d'une augmentation des cas de lipidémie anormale chez les personnes atteintes d'un SMét. Le marqueur de risque correspondant à un faible taux de cholestérol-HDL était présent chez 75 % de la population atteinte d'un SMét, mais il convient de noter que notre définition de la dyslipidémie était fondée sur un rapport élevé cholestérol total sur cholestérol-HDL associé à des niveaux élevés de LDL. Par ailleurs, la définition du SMét est basée sur la circonférence de la taille et non sur l'IMC, ce qui fait que ces deux populations sont distinctes mais potentiellement reliées.

Répercussions du syndrome métabolique sur la santé publique

Indépendamment de la race ou de l'origine ethnique, de l'âge, du sexe et de l'état de santé, les données montrent que le risque d'être atteint de certaines maladies chroniques augmente avec chaque marqueur de risque de SMét additionnel[41]. Selon Reaven[43], même si une personne ne présente pas le nombre de marqueurs de risque requis (3 ou plus) pour recevoir un diagnostic de SMét, le risque de maladie future est toujours présent et il faut en tenir compte. Nous avons observé que 50 % de la population à l'étude présentait un ou deux marqueurs de risque de SMét, ce qui ne constitue aucunement une faible proportion.

Nous avons comparé le SMét avec un facteur de risque de maladie chronique bien connue : l'obésité. Selon nos observations, la prévalence de maladies chroniques était plus élevée chez les personnes atteintes de SMét que chez celles qui étaient obèses (tableau 3), mais les différences n'étaient pas statistiquement significatives. Dans une étude antérieure, on a décrit le SMét comme un meilleur indicateur de maladie future que l'obésité seule[44]. L'association étroite entre maladie chronique et SMét que nous avons observée dans notre étude pourrait donc indiquer que le SMét serait utile en santé publique en tant qu'indicateur clé du risque de maladie.

Limites

L'utilisation des données de l'ECMS a fait que la taille de notre échantillon n'a pas permis l'obtention d'estimations déclarables pour certaines covariables importantes et certaines caractéristiques sociodémographiques. Notre étude a été limitée à l'échelle nationale car elle ne permettait pas l'obtention d'estimations à l'échelle régionale. Par ailleurs, l'utilisation de renseignements autodéclarés pour le tabagisme ou l'activité physique durant les loisirs pourrait également constituer une limite. Étant donné l'absence de variables pertinentes pour mesurer le diabète non diagnostiqué, la portée de notre définition est limitée et l'interprétation doit se faire avec prudence. Pour limiter les effets des

variables confusionnelles, nous avons fait des ajustements selon l'IMC, l'âge et le sexe dans les analyses multivariées. Le retrait des données manquantes pourrait avoir contribué à une erreur systématique par défaut dans le cadre de nos projections de risque de diabète, compte tenu de la tendance, pour l'IMC, à une proportion plus importante de données manquantes chez les femmes. Cependant, puisque les données manquantes chez les femmes ne représentent qu'une faible proportion des réponses pour l'IMC chez les femmes, ce retrait ne devrait pas fausser nos résultats.

Conclusion

Le SMét est une affection étroitement associée à des facteurs comme l'obésité, l'origine ethnique et l'activité physique durant les loisirs. Notre étude révèle un profil différentiel d'affection par le SMét selon certaines sous-populations et met en lumière l'existence d'une association entre le SMét et certaines maladies chroniques de premier plan[45]. Comme le taux de maladie chronique non diagnostiquée est significativement plus élevé chez les Canadiens atteints de SMét qu'au sein de l'ensemble de la population, et comme le taux de maladie chronique future est également plus élevé chez ces personnes, il pourrait être utile que les cliniciens considèrent, outre l'obésité, le SMét comme indicateur de maladie chronique, et que les responsables de l'élaboration des politiques en matière de santé publique tiennent compte de ce syndrome au moment du choix des activités préventives en santé des populations.

Remerciements

M^me^ Deepa P. Rao a reçu une bourse d'études doctorales Frederick Banting et Charles Best de la direction de l'application des connaissances de l'initiative Renouvellement des soins de santé fondés sur des données probantes des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC). M. D. Krewski est titulaire d'une chaire de recherche industrielle en science des risques du Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada (CRSNG).

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé a été menée par Statistique Canada en partenariat avec Santé Canada et l'Agence de la santé publique du Canada, avec un financement du gouvernement fédéral du Canada.

Nous tenons à remercier M. Michael J. Pencina de l'Université de Boston, qui nous a fourni la macro SAS pour calculer les projections de risque de MCV, de même que M^me^ Laura Rosella et M. Michael Lebenbaum de Santé publique Ontario, qui nous a aidés à utiliser l'algorithme DPoRT pour les projections de risque de diabète.

Références

1. Morgan MW, Zamora NE, Hindmarsh MF. An inconvenient truth: a sustainable healthcare system requires chronic disease prevention and management transformation. Healthc Pap. 2007;7:6-23.

2. Mirolla M. The cost of chronic disease in Canada. Ottawa (Ont.) : The Chronic Disease Prevention Alliance of Canada; 2004.

3. Rapoport J, Jacobs P, Bell NR, Klarenbach S. Pour une mesure plus précise du fardeau économique associé aux maladies chroniques au Canada. Maladies chroniques au Canada. 2004;25:15-23.

4. National Cholesterol Education Program (NCEP) Expert Panel on Detection, Evaluation, and Treatment of High Blood Cholesterol in Adults (Adult Treatment Panel III). Third Report of the National Cholesterol Education Program (NCEP) Expert Panel on Detection, Evaluation, and Treatment of High Blood Cholesterol in Adults (Adult Treatment Panel III) final report. Circulation. 2002;106:3143-421.

5. Mottillo S, Filion KB, Genest J et collab. The metabolic syndrome and cardiovascular risk a systematic review and meta-analysis. J Am Coll Cardiol. 2010;56:1113-32.

6. Ford ES, Li C, Sattar N. Metabolic syndrome and incident diabetes: current state of the evidence. Diabetes Care. 2008;31: 1898-904.

7. Esposito K, Chiodini P, Colao A, Lenzi A, Giugliano D. Metabolic syndrome and risk of cancer: a systematic review and meta-analysis. Diabetes Care. 2012;35:2402-11.

8. Chen J, Muntner P, Hamm LL et collab. The metabolic syndrome and chronic kidney disease in US adults. Ann Intern Med. 2004;140:167-174.

9. Bonora E, Targher G, Formentini G et collab. The metabolic syndrome is an independent predictor of cardiovascular disease in type 2 diabetic subjects. Prospective data from the Verona Diabetes Complications Study. Diabet Med. 2004;21: 52-8.

10. Cameron AJ, Shaw JE, Zimmet PZ. The metabolic syndrome: prevalence in worldwide populations. Endocrinol Metab Clin North Am. 2004;33:351-75.

11. Magliano DJ, Cameron A, Shaw JE, Zimmet PZ. Epidemiology of metabolic syndrome. Dans : Ekoé JM, Rewers M, Williams R, Zimmet P (dir.). Epidemiology of diabetes mellitus. 2^e^ éd. Chichester (UK) : Wiley-Blackwell; 2008. p. 31-49.

12. Grundy SM. Does a diagnosis of metabolic syndrome have value in clinical practice? Am J Clin Nutr. 2006;83:1248-51.

13. Riediger ND, Clara I. Prevalence of metabolic syndrome in the Canadian adult population. CMAJ. 2011;183:E1127-34.

14. Ervin RB. Prevalence of metabolic syndrome among adults 20 years of age and over, by sex, age, race and ethnicity, and body mass index: United States, 2003–2006. Natl Health Stat Report. 2009;13:1-7.

15. Alberti KG, Zimmet P, Shaw J. Metabolic syndrome - a new world-wide definition. A consensus statement from the International Diabetes Federation. Diabet Med. 2006;23:469-80.

16. Alberti KG, Eckel RH, Grundy SM et collab. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the Study of Obesity. Circulation. 2009;120:1640-5.

17. Grundy SM. Metabolic syndrome: a multiplex cardiovascular risk factor. J Clin Endocrinol Metab. 2007;92:399-404.

18. Hivert MF, Grant RW, Shrader P, Meigs JB. Identifying primary care patients at risk for future diabetes and cardiovascular disease using electronic health records. BMC Health Serv Res. 2009;9:170.

19. Statistique Canada. Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1. [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/document/5071_D2_T1_V1-fra.htm

20. Statistique Canada. Enquête canadienne sur les mesures de la santé : définitions, sources de données et méthodes - Annexe 9 : taux de réponse selon le site [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/document/chms-ecms-guide/app-ann9-fra.htm

21. Giroux S. Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aperçu de la stratégie d'échantillonnage. Rapports sur la santé, 2007;18 Suppl:35-40.

22. Statistique Canada. Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), Cycle 1 vague 1 : spécifications des variables dérivées (VD) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/document/5071_D3_T9_V2-fra.htm

23. Statistique Canada. Âge et sexe, âge médian selon le sexe et les ratios de groupes d'âge pour les deux sexes, pour le Canada, les provinces et les territoires [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/dp-pd/hlt/97-551/pages/page.cfm?Lang=F&Geo=PR&Code=01&Table=2&Data=Count&Sex=1&StartRec=1&Sort=2&Display=Page

24. Statistique Canada. Plus haut niveau de scolarité atteint pour la population âgée de 25 à 64 ans, chiffres de 2006 pour les deux sexes, pour le Canada, les provinces et les territoires [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/dp-pd/hlt/97-560/pages/page.cfm?Lang=F&Geo=PR&Code=01&Table=1&Data=Count&Sex=1&StartRec=1&Sort=2&Display=Page

25. Statistique Canada. Âge et sexe, chiffres de 2006 pour les deux sexes, pour le Canada, les provinces et les territoires [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/dp-pd/hlt/97-551/pages/page.cfm?Lang=F&Geo=PR&Code=01&Table=1&Data=Count&Sex=1&StartRec=1&Sort=2&Display=Page

26. Statistique Canada. Portrait ethnoculturel du Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010. Consultable en ligne à la page : http://www12.statcan.ca/census-recensement/2006/dp-pd/hlt/97-562/pages/page.cfm?Lang=F&Geo=PR&Code=01&Table=1&Data=Dist&StartRec=1&Sort=2&Display=Page

27. Conference Board of Canada. Canadian income inequality: is Canada becoming more unequal? [Internet]. Ottawa (Ont.) : Conference Board of Canada; 2012 (mise à jour en 2013). Consultable en ligne à la page : http://www.conferenceboard.ca/hcp/hot-topics/caninequality.aspx

28. Campbell NR, Joffres MR, McKay DW et collab. Hypertension surveillance in Canada: minimum standards for assessing blood pressure in surveys. Can J Public Health. 2005;96:217-20.

29. Bryan S, Saint-Pierre Larose M, Campbell N, Clarke J, Tremblay MS. Mesure de la tension artérielle et de la fréquence cardiaque au repos dans l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycle 1. Rapports sur la santé. 2010;21:75-83.

30. Miller WG. Estimating glomerular filtration rate. Clin Chem Lab Med. 2009;47:1017-9.

31. SAS Enterprise Guide 4.1 [logiciel]. Cary (NC) : SAS Institute Inc.; 2006.

32. Rosella LC, Manuel DG, Burchill C, Stukel TA; PHIAT-DM team. A population-based risk algorithm for the development of diabetes: development and validation of the Diabetes Population Risk Tool (DPoRT). J Epidemiol Community Health. 2010;65:613-20.

33. D'Agostino RB Sr, Vasan RS, Pencina MJ et collab. General cardiovascular risk profile for use in primary care: the Framingham Heart Study. Circulation. 2008;117:743-53.

34. Ardern CI, Katzmarzyk PT. Geographic and demographic variation in the prevalence of metabolic syndrome in Canada. Can J Diabetes. 2007;31:34-6.

35. Tjepkema M. Obésité chez les adultes. Rapports sur la santé. 2006;17:9-26.

36. Polotsky HN, Polotsky AJ. Metabolic implications of menopause. Semin Reprod Med. 2010;28:426-34.

37. Xu WH, Ruan XN, Fu XJ et collab. Prevalence of the metabolic syndrome in Pudong New Area of Shanghai using three proposed definitions among Chinese adults. BMC Public Health. 2010;10:246.

38. Rojas R, Aguilar-Salinas CA, Jimenez-Corona A et collab. Metabolic syndrome in Mexican adults: results from the National Health and Nutrition Survey 2006. Salud Publica Mex. 2010;52:S11-8.

39. Weiss R, Dziura J, Burgert TS et collab. Obesity and the metabolic syndrome in children and adolescents. N Engl J Med. 2004;350:2362-74.

40. Grundy SM, Cleeman JI, Daniels SR et collab. Diagnosis and management of the metabolic syndrome - An American Heart Association/National Heart, Lung, and Blood Institute scientific statement. Circulation. 2005;112:2735-52.

41. Ford ES. The metabolic syndrome and mortality from cardiovascular disease and all-causes: findings from the National Health and Nutrition Examination Survey II Mortality Study. Atherosclerosis. 2004;173:309-14.

42. Manuel DG, Rosella LC, Tuna M, Bennett C. How many Canadians will be diagnosed with diabetes between 2007 and 2017? Assessing population risk. ICES Investigative Report. Toronto (Ont.): ICES; 2010.

43. Reaven GM. The metabolic syndrome: requiescat in pace. Clin Chem. 2005;51:931-8.

44. Kip KE, Marroquin OC, Kelley DE et collab. Clinical importance of obesity versus the metabolic syndrome in cardiovascular risk in women: a report from the Women's Ischemia Syndrome Evaluation (WISE) study. Circulation. 2004;109:706-13.

45. Starfield B. The hidden inequity in health care. Int J Equity Health. 2011;10:15.

Incidence des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du contexte sur les nouveau-nés de faible poids : une étude d'observation au Québec

N. Savard, M. Sc. (1, 2); P. Levallois, M.D. (1, 2, 3); L. P. Rivest, Ph. D. (4); S. Gingras, M. Sc. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Nous avons analysé les liens entre certaines variables contextuelles, certaines caractéristiques des mères et le risque de donner naissance à des nouveau-nés très petits pour l'âge gestationnel (TPAG) au Québec entre 2000 et 2008.

Méthodologie : Les variables liées au contexte ont été tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, du Recensement canadien et du Registre des naissances du Québec. Les variables individuelles provenaient aussi du Registre des naissances du Québec. Les rapports de cotes (RC), ajustés selon l'âge de la mère, la scolarité, la parité, l'état matrimonial et le pays de naissance, ont été évalués au moyen de modèles de régression logistique multiniveau (par des équations d'estimation généralisées).

Résultats : Les naissances survenues dans les quartiers présentant une proportion élevée de résidents sédentaires (RC : 1,07, intervalle de confiance [IC] à 95% : 1,01 à 1,11) et dans les quartiers présentant une proportion moyenne (RC : 1,09, IC à 95% : 1,05 à 1,15) ou élevée de résidents souffrant d'insécurité alimentaire (RC : 1,05, IC à 95% : 1,01 à 1,11) présentaient un risque accru d'être TPAG. Le risque de naissance de nouveau-né TPAG était plus faible dans les quartiers présentant une proportion moyenne de résidents mariés (RC : 0,94, IC à 95 % : 0,90 à 0,98).

Mots-clés : faible poids à la naissance, santé fœtale, santé génésique, épidémiologie sociale, comportement sain, mode de vie sédentaire, insécurité alimentaire

Introduction

Les individus ayant eu un développement fœtal sous-optimal et dont le poids à la naissance était en conséquence faible pour l'âge gestationnel (PAG) ou très faible pour l'âge gestationnel (TPAG) présentent un risque accru de développer une maladie néonatale et sont plus susceptibles d'être atteints d'un diabète de type 2, d'hypertension, d'un syndrome métabolique et de coronopathies à l'âge adulte[1].

Les facteurs de risque du développement fœtal sous-optimal englobent l'âge de la mère, l'ethnicité, la parité, l'état matrimonial, le niveau d'éducation et le tabagisme[1-3]. La défavorisation du quartier est également associée à la santé[4] incluant un certain nombre de facteurs de risque individuels modifiables, comme le tabagisme et la consommation d'alcool durant la grossesse[5]. Malheureusement, les analyses contextuelles précédentes ont souvent été fondées sur les données disponibles plutôt que sur des cheminements sociaux plausibles[4,6]. Au Canada et aux États-Unis, ceci a donné lieu à un ensemble de caractéristiques largement étudiées à l'échelle des quartiers et établies à partir des données de recensement, dont la défavorisation économique[7,22], l'origine ethnique[10,11,15,17,19], la criminalité[15,23] et la présence de foyers monoparentaux[19].

Quelques études ont eu recours à des données sur des caractéristiques de l'environnement bâti et social tirées d'enquêtes spécifiques de grande envergure[8,11,16,24,25]. Les chercheurs ont constaté que le faible soutien social[24] et la moins bonne disponibilité en services offerts par le quartier, ou le moins grand recours à ces services[11,16], étaient associés au risque d'issues défavorables de la grossesse, alors que l'environnement bâti[16] et la disponibilité en restaurants et en supermarchés[8] ne l'étaient pas. Le mode de vie sédentaire a aussi été associé à un risque accru de donner naissance à un nouveau-né PAG grâce à un modèle fondé sur des variables liées au contexte aux fins de santé publique[25]. À notre connaissance, les habitudes de consommation alimentaire des résidents n'ont pas été prises en compte dans les analyses contextuelles antérieures des nouveau-nés PAG ou TPAG.

Nous avons eu accès aux données sur les naissances simples grâce aux formulaires d'enregistrement des naissances du Québec. Nous avons recueilli les données sur les centres locaux de services communautaires (CLSC) du Québec à partir de trois sources : les formulaires d'enregistrement des naissances du Québec, une enquête sur les résidents canadiens et le recensement canadien. Nous avons formulé des hypothèses

Rattachement des auteurs :

1. Département de médecine sociale et préventive, Université Laval, Québec (Québec), Canada
2. Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada
3. Centre hospitalier universitaire du Québec, Québec (Québec), Canada
4. Département de mathématiques et de statistique, Université Laval, Québec (Québec), Canada

Correspondance : Nathalie Savard, INSPQ, 1000, route de l'Église, Québec (Québec) G1V 3V9; tél. : 418-654-3010, poste 5741; téléc. : 418-654-3032; courriel : nathalie.savard.8@ulaval.ca

destinées à déterminer les leviers d'intervention (modèle présenté en figure 1) et analysé les liens entre la naissance de nouveau-nés TPAG et des variables individuelles liées à la mère. Nous avons aussi évalué les associations entre la naissance de nouveau-nés TPAG et des variables agrégées liées au contexte du territoire de CLSC.

Méthodologie

Population à l'étude

La population observée dans le cadre de cette étude était constituée des nouveau-nés issus de naissances vivantes uniques, nés au Québec (Canada) entre 2000 et 2008, ainsi que de leur mère. Puisque les données d'enquête tirées des régions du Nord (soit le Nord-du-Québec, les Terres-Cries-de-la-Baie-James et le Nunavik) ne pouvaient pas être comparées à celles des autres régions de la province pour des raisons méthodologiques, nous ne les avons pas incluses. Nous avons aussi exclu les nouveau-nés dont les données sur le poids ou l'âge gestationnel étaient manquantes, ceux issus d'une grossesse de moins de 22 semaines ou de plus de 43 semaines et ceux dont le poids était invraisemblable compte tenu de l'âge gestationnel[26].

Définition des territoires

Nous avons employé les territoires des 143 CLSC du Québec. Les CLSC correspondent au premier niveau organisationnel du système de soins de santé. Ils desservent chacun en moyenne 46 727 résidents et ont vu naître 4 666 nouveau-nés vivants uniques entre 2000 et 2008.

Variables

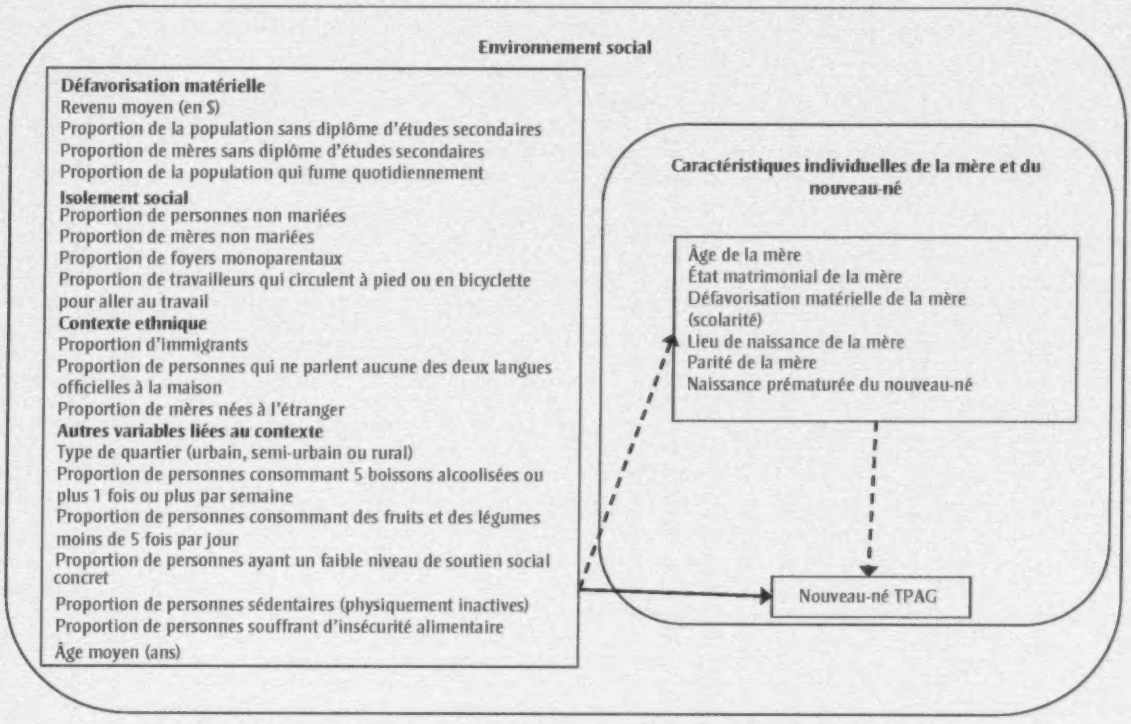
Variable explicative

Nous avons considéré comme nouveau-nés TPAG les nouveau-nés dont le poids à la naissance par rapport à l'âge gestationnel se situait sous le 5^{e} percentile des courbes de croissance normalisées en fonction du sexe et de l'âge gestationnel au Canada[27].

Variables individuelles

Nous avons catégorisé les caractéristiques individuelles tirées des formulaires d'enregistrement des naissances. Ces données englobaient l'âge de la mère à l'accouchement (moins de 20 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 29 ans, de 30 à 34 ans, 35 ans et plus); son état matrimonial (mariée dans le cadre d'une cérémonie religieuse ou civile, non mariée); le plus haut niveau d'études atteint (moins que le niveau d'études

FIGURE 1
Variables explicatives liées aux mères et aux nouveau-nés et tirées du Registre des naissances, Québec (Canada), 2000-2008



Abréviation : TPAG, très petit pour l'âge gestationnel.

Remarque : La prise en compte des associations de variables contextuelles par le biais des variables individuelles (flèches tiretées) a permis d'analyser les liens contextuels au-delà des liens établis au moyen des variables individuelles (flèche pleine).

secondaires, au moins un diplôme d'études secondaires, au moins un diplôme d'études collégiales, au moins un diplôme d'études universitaires); son lieu de naissance (Canada ou autre) et sa parité (primipare ou multipare).

Variables agrégées liées au contexte

Les variables agrégées liées au contexte concernant les naissances et l'ensemble de la population vivant sur le territoire d'un CLSC (hommes, autres femmes, jeunes et personnes âgées) ont permis de déterminer le niveau moyen des caractéristiques au sein de la population du territoire de ce CLSC (tableau 1). Nous avons calculé les variables agrégées concernant les naissances en agrégeant les données individuelles des CLSC. Les variables agrégées qui concernent la population ont été obtenues à la fois en calculant des proportions à partir des réponses données par les répondants de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)[25,28] et en regroupant des profils de recensement à l'échelle des sous-territoires. Les proportions ont été regroupées en premier, deuxième et troisième tertiles (parties inférieure, moyenne et supérieure de la distribution). Le premier tertile a servi de référence pour toutes les variables, à l'exception du revenu moyen, pour lequel la référence était le troisième tertile.

Nous avons imputé les valeurs manquantes au moyen de la procédure d'imputation multiple (« MI ») du logiciel SAS, en utilisant la méthode « MCMC » pour les variables individuelles par catégorie et l'algorithme « EM » avec transformation logit pour les proportions[29].

Sources des données

Les formulaires d'enregistrement des naissances de 2000 à 2008 ont été tirés du registre des événements démographiques du Québec[30]. Ils contiennent des données sur toutes les naissances vivantes (poids à la naissance, âge de la mère à l'accouchement, état matrimonial, plus haut niveau d'études atteint par la mère, lieu de naissance de la mère, parité) et le code postal de résidence de la mère au moment de l'accouchement.

L'ESCC est une enquête transversale ayant été menée, jusqu'à présent, sur quatre cycles d'un an (2000-2001, 2003, 2005 et 2007-2008)[28]. Pour accroître la puissance statistique, nous avons regroupé les données de ces quatre enquêtes annuelles[31].

Les profils de recensement de 2001 et de 2006 sont disponibles à une échelle plus fine que celle des territoires des CLSC, soit les secteurs de recensement (pour les régions métropolitaines) et les subdivisions (partout ailleurs). Ils constituent les

TABLEAU 1
Variables contextuelles explicatives au niveau des centres locaux de services communautaires (CLSC), Québec (Canada), 2000-2008

Population cible et source de données	Variable contextuelle
Information du Registre des naissances (2000-2008)	
Naissances	Mères sans diplôme d'études secondaires (%)
Naissances	Mères nées à l'étranger (%)
Naissances	Mères non mariées (%)
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2000-2001; 2003; 2005; 2007-2008)	
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes fumant quotidiennement (%)[b]
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes consommant 5 boissons alcoolisées ou plus par occasion, 1 fois ou plus par semaine (%)[b]
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes consommant des fruits et des légumes moins de cinq fois par jour (%)[b]
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes ayant un faible niveau de soutien social concret (%)[b,c]
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes sédentaires (physiquement inactives) au cours des 3 derniers mois (%)[b]
Population de 12 ans et plus[a]	Personnes ayant souffert d'insécurité alimentaire au cours des 12 derniers mois (%)[b]
Profils de recensement (2000 et 2006)	
Population totale	Continuum urbain-rural (centre local de services communautaires combinant seulement des sous-territoires urbains, seulement des sous-territoires ruraux ou les deux)
Population de 25 à 64 ans (2006) ou de 20 ans et plus (2001)	Personnes sans diplôme d'études secondaires (%)
Population totale	Âge moyen (ans)
Population totale	Immigrants (%)
Population totale	Personnes qui ne parlent aucune des deux langues officielles à la maison (%)
Population de 15 ans et plus avec revenu	Revenu moyen ($)
Population de 15 ans et plus	Personnes non mariées (%)
Foyers (privés)	Foyers monoparentaux (%)
Travailleurs de 15 ans et plus	Travailleurs qui circulent à pied ou en vélo pour aller au travail (%)

[a] Englobe seulement les personnes vivant au domicile familial.

[b] Valeur de proportion de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes qui exclut les effets de changements méthodologiques en matière de cycle annuel et de collecte de données.

[c] Moins de 15 sur 95 sur la sous-échelle *Social Support Survey* de la *Medical Outcomes Study*.

sous-territoires de notre étude. La taille des populations de chacun de ces sous-territoires est similaire. Les profils infra-territoriaux ont été agrégés par CLSC, sans tenir compte de l'année de collecte des données.

Analyse statistique

Les valeurs liées au contexte sur les territoires de CLSC ont été associées aux naissances individuelles en fonction du code postal de résidence des mères. Des rapports de cotes (RC) ont été utilisés pour évaluer les risques relatifs.

Régression

Nous avons évalué les RC ajustés pour les variables individuelles ($RC^{I}_{ajustés}$) au moyen de modèles de régression logistique multiniveau ajustés à l'aide d'équations d'estimation généralisées (EEG). Nous avons choisi la mère comme premier niveau et le CLSC comme second niveau[33]. Les EEG ont fourni des estimations de RC appropriées pour faire de l'inférence au niveau populationnel, et ce, même si la corrélation entre les mères relevant du même CLSC était inconnue. Nous avons considéré que cette corrélation était faible, et la matrice de « corrélation de travail indépendante » a servi de point de départ pour amorcer les calculs. Nous avons obtenu des estimations empiriques des erreurs-types, ce qui nous a permis d'éviter des erreurs qui auraient pu être causées par un mauvais choix de matrice de corrélation de travail[34].

Un test de déviance a été réalisé pour déterminer si les CLSC permettaient d'expliquer une partie importante de la variabilité inexpliquée par le modèle individuel à termes d'interaction.

Nous avons obtenu des RC bruts (RC^{E}_{bruts}) et des RC ajustés pour les variables individuelles et des termes d'interaction ($RC^{E}_{ajustés\ I}$) au moyen de la méthode EEG pour chacune des variables liées au contexte. Les interactions entre les variables individuelles ont été sélectionnées à l'aide d'une méthode pas-à-pas utilisant l'option « hierarchy = multiple » de la procédure logistique (valeurs *p* d'entrée/séjour inférieures à 0,001). Le modèle final a été conçu au moyen d'une méthode pas-à-pas qui forçait l'intégration des variables individuelles et des termes d'interaction. Ce modèle avait comme variables candidates les variables liées au contexte ayant des valeurs de $RC^{E}_{ajustés\ I}$ significatives (valeurs *p* d'entrée/séjour de 0,25 et 0,05 respectivement). Des estimations de paramètres EEG ajustées pour les variables individuelles et pour d'autres variables liées au contexte ($RC^{E}_{ajustés\ IE}$) ont été produites pour chacune des variables liées au contexte.

Les résultats liés au contexte étaient limités à la présentation de ces variables et des différences au niveau des RC bruts. Nous avons présenté seulement une variable de défavorisation matérielle, de contexte ethnique et d'isolement social (figure 1) par ensemble de données (toutes les données peuvent être fournies par les auteurs sur demande).

Les valeurs de RC ajustés ($RC^{I}_{ajustés}$, $RC^{E}_{ajustés\ I}$ et $RC^{E}_{ajustés\ IE}$) ont été validées par le biais de deux analyses de sensibilité. La première a tenu compte des données non imputées, alors que la deuxième a intégré des variables à l'échelle territoriale la plus fine, c'est-à-dire les données de recensement et les données sur les naissances au niveau des 2368 sous-territoires, de même que les données tirées de l'ESCC au niveau des CLSC.

La Commission d'accès à l'information du Québec et le Comité d'éthique de l'Université Laval ont approuvé ce projet de recherche. Nous avons procédé aux analyses à l'aide du logiciel SAS, version 9.2 (procédures « MI », « LOGISTIC » et « GENMOD »)[29]. Les résultats de l'analyse de régression ont été jugés statistiquement significatifs lorsque les valeurs *p* étaient inférieures à 0,05.

Résultats

Analyse descriptive

Parmi les 676 165 bébés issus de naissances uniques enregistrés dans toutes les régions du Québec entre 2000 et 2008, 7379 étaient nés de mères vivant dans une région du Nord, 850 n'ont pas pu être liés à un CLSC, 67 n'ont pas pu obtenir un statut de poids pour l'âge gestationnel (données manquantes sur le poids ou l'âge gestationnel), 452 étaient issus d'une grossesse de moins de 22 semaines ou de plus de 43 semaines et 163 avaient un poids invraisemblable compte tenu de leur âge gestationnel. Notre population comptait donc 667 254 nouveau-nés vivant sur 143 CLSC.

Régression

Un lien significatif a été établi entre chaque variable individuelle et la naissance d'un nouveau-né TPAG (tableau 2). Les mères ne possédant pas de diplôme d'études secondaires, celles qui en avaient obtenu un et celles qui avaient obtenu un diplôme d'études collégiales avaient un risque accru de donner naissance à un nouveau-né TPAG ($RC^{I}_{ajustés}$: 2,08, 1,53 et 1,14, respectivement) comparativement aux mères ayant obtenu au moins un diplôme d'études universitaires. Les mères primipares présentaient également un risque plus élevé ($RC^{I}_{ajusté}$: 1,96) que les autres femmes, toutes les autres variables individuelles étant égales par ailleurs.

Les territoires de CLSC représentaient une partie importante de la variation inexpliquée découlant du modèle individuel incorporant des termes d'interaction (valeur du chi carré : 497,3, $p < 0,001$; degrés de liberté : 142). Il était donc approprié d'inclure les variables agrégées par CLSC dans le modèle.

On a observé des associations brutes entre les nouveau-nés TPAG et toutes les variables liées au contexte présentées, à l'exception des variables « personnes consommant des fruits et des légumes moins de 5 fois par jour » et « continuum urbain-rural » (tableau 3; d'autres données peuvent être fournies par les auteurs sur demande). Les RC ajustés ($RC^{E}_{ajustés\ I}$) étaient légèrement inférieurs aux valeurs brutes (RC^{E}_{bruts}), bien que les intervalles de confiance n'aient indiqué aucune différence significative. En tenant compte des variables individuelles, les naissances des CLSC du revenu moyen le plus faible ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,12) et les variables se situant au troisième tertile des catégories suivantes présentaient un risque accru de naissances de bébés TPAG : des mères

TABLEAU 2
Rapports de cotes ajustés pour les naissances vivantes uniques de nouveau-nés TPAG, d'après certaines variables explicatives individuelles liées aux mères, Québec (Canada), 2000-2008

Variable	% imputé[a]	N	%	$RC^{I}_{ajusté}$[b]	
				Estimation	IC à 95 %[c]
Âge (ans)	0,0		100,0		< 0,001[d]
moins de 20		21 566	3,2	0,90	0,83 à 0,98
20-24		114 780	17,2	1,00	0,96 à 1,04
25-29[e]		235 120	35,2	1,00	—
30-34		198 985	29,8	1,08	1,03 à 1,12
35 et plus		96 803	14,5	1,39	1,31 à 1,47
État matrimonial	0,0		100,0		< 0,001[d]
mariée[e]		268 130	40,2	1,00	—
non mariée		399 124	59,8	1,18	1,13 à 1,23
Plus haut niveau d'études atteint	8,7		10,1		< 0,001[d]
diplôme universitaire[e]		229 122	34,3	1,00	—
diplôme collégial		173 265	26,0	1,14	1,10 à 1,19
diplôme d'études secondaires		197 485	29,6	1,53	1,47 à 1,60
études secondaires non terminées		67 382	10,1	2,08	1,96 à 2,21
Pays de naissance de la mère	1,2		100,0		< 0,001[d]
Canada[e]		540 272	81,0	1,00	—
autre		126 982	19,0	1,28	1,20 à 1,36
Parité	0,0		47,3		< 0,001[d]
multipare[d]		351 539	52,7	1,00	—
primipare		315 715	47,3	1,96	1,90 à 2,03

Abréviations: IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes; TPAG, très petit pour l'âge gestationnel.

[a] Pourcentage de naissances auxquelles les valeurs ont été imputées.

[b] Rapport de cotes ajusté pour les variables individuelles (âge de la mère, état matrimonial de la mère, niveau d'études de la mère, pays de naissance de la mère et parité de la mère).

[c] Intervalles de confiance calculés au moyen d'estimations de variance robustes tirées d'un modèle multiniveau ajusté selon des équations d'estimation généralisées (EEG).

[d] Valeur *p* servant à évaluer les différences au sein de l'ensemble.

[e] Catégorie de référence.

sans diplôme d'études secondaires ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,12); des mères immigrantes ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,06); des mères nées à l'étranger ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,08); des personnes ne parlant aucune des deux langues officielles à la maison ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,08) et des personnes dans un foyer monoparental ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 1,11) (tableau 3). Les naissances au sein de CLSC se situant aux deuxième et troisième tertiles de l'insécurité alimentaire ($RC^{E}_{ajustés\ I}$: 1,08 et 1,14) et de la sédentarité ($RC^{E}_{ajustés\ I}$: 1,06 et 1,11) présentaient aussi des risques accrus de TPAG, alors que les naissances au sein de CLSC se situant au deuxième tertile pour la variable « résidents non mariés » ($RC^{E}_{ajusté\ I}$: 0,93) présentaient des risques plus faibles.

Le modèle final intégrait des variables liées au contexte: l'insécurité alimentaire, la sédentarité et l'état matrimonial. Les naissances au sein des CLSC se situant au deuxième ou troisième tertile d'insécurité alimentaire étaient exposées à un risque plus élevé de TPAG ($RC^{E}_{ajustés\ IE}$: 1,05; 1,09) après ajustement pour toutes les variables individuelles, pour les résidents non mariés et pour la sédentarité. Les naissances au sein des CLSC se situant au troisième tertile de sédentarité étaient aussi exposées à un risque plus élevé de TPAG ($RC^{E}_{ajusté\ IE}$: 1,07) après ajustement pour ces mêmes variables. De façon similaire, les naissances dans des CLSC ayant une proportion moyenne de résidents non mariés couraient un risque plus faible de TPAG ($RC^{E}_{ajusté\ IE}$: 0,94) (tableau 3).

Les RC ajustés ($RC^{I}_{ajustés}$, $RC^{E}_{ajustés\ I}$ et $RC^{E}_{ajustés\ IE}$) auraient été similaires si nous avions utilisé des données non imputées. Certaines valeurs de $RC^{I}_{ajustés}$ (pour les mères de 35 ans et plus, pour les mères ayant un diplôme d'études secondaires ou moins, de même que pour les mères primipares) auraient été plus petites, et les $RC^{E}_{ajustés\ I}$ et les $RC^{E}_{ajustés\ IE}$ auraient été similaires si nous avions examiné les 5^{e} à 10^{e} percentiles des poids à la naissance. De même, les $RC^{E}_{ajustés\ I}$ et les $RC^{E}_{ajustés\ IE}$ auraient été semblables s'ils avaient été évalués au moyen d'un modèle logistique intégrant des variables au niveau territorial le plus fin. Les seules exceptions auraient concerné le troisième tertile des mères sans diplôme d'études secondaires et le deuxième tertile des foyers monoparentaux, pour lesquels les valeurs de $RC^{E}_{ajustés\ I}$ auraient été supérieures dans la dernière analyse.

TABLEAU 3
Rapports de cotes bruts et ajustés pour les naissances vivantes uniques de nouveau-nés TPAG, d'après certaines variables contextuelles, Québec (Canada), 2000-2008

Variable[a]	% imputé[b]	Population		RC^E_{brut}[c]		$RC^E_{ajusté1}$[d]		$RC^E_{ajusté2}$[e]	
		N	(%)	Estimation	IC à 95 %	Estimation	IC à 95 %	Estimation	IC à 95 %
Revenu moyen ($)	0,0				0,001[f]		0,012[f]		
tertile supérieur (28 798 à 56 036) (référence)		331 133	(49,6)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (25 269 à 28 797)		223 233	(33,5)	1,07	1,00 à 1,15	1,03	0,98 à 1,09	—	—
tertile inférieur (16 144 à 25 268)		112 888	(16,9)	1,22	1,13 à 1,33	1,12	1,02 à 1,15	—	—
Mères sans diplôme d'études secondaires (%)	0,0				< 0,001[f]		0,01[f]		
tertile inférieur (1,9 à 9,3) (référence)		309 090	(41,3)	1,00	—	1,00	—		
tertile moyen (9,3 à 13,1)		229 173	(34,3)	1,13	1,06 à 1,21	1,05	1,00 à 1,11	—	—
tertile supérieur (13,1 à 41,6)		128 991	(19,3)	1,25	1,15 à 1,37	1,12	1,04 à 1,20	—	—
Tabagisme quotidien (%)	1,4				0,04[f]		n.s.[f]		
tertile inférieur (0,5 à 20,4) (référence)		275 503	(41,3)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (20,5 à 25,8)		218 642	(32,8)	1,05	0,97 à 1,14	1,02	0,97 à 1,08	—	—
tertile supérieur (25,9 à 47,1)		173 109	(25,9)	1,13	1,03 à 1,23	1,06	0,99 à 1,13	—	—
Immigrants (%)	0,1				0,01[f]		0,01[f]		
tertile inférieur (0,2 à 1,3) (référence)		106 403	(15,9)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (1,3 à 4,8)		234 675	(35,2)	0,96	0,89 à 1,04	0,98	0,92 à 1,05	—	—
tertile supérieur (4,9 à 61,8)		326 176	(48,9)	1,09	1,01 à 1,17	1,06	1,00 à 1,13	—	—
Mères nées à l'étranger (%)	0,0				0,02[f]		0,03[f]		
tertile inférieur (0,0 à 1,9) (référence)		111 383	(16,7)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (2,0 à 8,1)		216 916	(32,5)	1,00	0,92 à 1,09	1,01	0,94 à 1,09	—	—
tertile supérieur (8,2 à 88,1)		338 955	(50,8)	1,11	1,01 à 1,21	1,08	1,00 à 1,16	—	—
Mères non mariées (%)	0,0				0,01[f]		n.s.[f]		
tertile inférieur (14,9 à 64,9) (référence)		315 619	(47,3)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (65,0 à 75,8)		230 812	(34,6)	0,90	0,84 à 0,97	0,94	0,90 à 0,99	—	—
tertile supérieur (75,8 à 90,4)		120 823	(18,1)	1,01	0,94 à 1,09	0,99	0,94 à 1,05	—	—
Résidents non mariés (%)	0,0				0,005[f]		0,03[f]		0,04[f]
tertile inférieur (43,9 à 58,2) (référence)		203 717	(30,5)	1,00	—	1,00	—	1,00	—
tertile moyen (58,3 à 61,6)		219 668	(32,9)	0,93	0,85 à 1,02	0,93	0,87 à 0,99	0,94	0,90 à 0,98
tertile supérieur (61,7 à 86,0)		243 869	(36,5)	1,05	0,96 à 1,15	0,98	0,93 à 1,05	0,95	0,91 à 1,00[g]
Marche ou vélo pour aller au travail (%)	0,0				0,008[f]		n.s.[f]		
tertile inférieur (2,4 à 6,8) (référence)		323 121	(48,4)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (6,8 à 10,2)		202 876	(30,4)	1,08	1,01 à 1,15	1,02	0,97 à 1,07	—	—
tertile supérieur (10,3 à 64,0)		141 257	(21,2)	1,17	1,07 à 1,27	1,08	1,01 à 1,16	—	—
Personnes vivant dans l'insécurité alimentaire (%)	5,6				< 0,001[f]		< 0,001[f]		0,001[f]
tertile inférieur (2,5 à 10,5) (référence)		222 636	(33,4)	1,00	—	1,00	—	1,00	—
tertile moyen (10,6 à 15,1)		238 685	(35,8)	1,13	1,05 à 1,22	1,08	1,01 à 1,15	1,05	1,01 à 1,11
tertile supérieur (15,2 à 36,4)		205 933	(30,9)	1,25	1,16 à 1,34	1,14	1,07 à 1,21	1,09	1,05 à 1,15
Sédentarité (%)	1,4				0,001[f]		0,005[f]		0,05[f]
tertile inférieur (1,7 à 9,9) (référence)		215 997	(32,4)	1,00	—	1,00	—	1,00	—
tertile moyen (9,9 à 14,4)		209 287	(31,4)	1,10	1,03 à 1,18	1,06	1,01 à 1,12	1,03	0,98 à 1,07
tertile supérieur (14,4 à 75,3)		241 970	(36,3)	1,20	1,11 à 1,29	1,11	1,05 à 1,18	1,07	1,01 à 1,11
5 consommations d'alcool ou plus, une fois ou plus par semaine (%)	2,1				0,01[f]		n.s.[f]		
tertile inférieur (0,0 à 6,9) (référence)		256 571	(38,5)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (6,9 à 9,7)		260 022	(39,0)	0,91	0,85 à 0,98	0,94	0,90 à 0,99	—	—
tertile supérieur (9,7 à 20,9)		150 661	(22,6)	1,04	0,95 à 1,13	1,00	0,94 à 1,07	—	—

Suite page suivante

TABLEAU 3 (Suite)
Rapports de cotes bruts et ajustés pour les naissances vivantes uniques de nouveau-nés TPAG, d'après certaines variables contextuelles, Québec (Canada), 2000-2008

Variable[a]	% imputé[b]	Population		RC^{E}_{brut}[c]		$RC^{E}_{ajusté1}$[d]		$RC^{E}_{ajustéE}$[e]	
		N	(%)	Estimation	IC à 95 %	Estimation	IC à 95 %	Estimation	IC à 95 %
Âge moyen (ans)	0,0				0,003[f]		0,04[f]		
tertile inférieur (25,9 à 38,3) (référence)		264 998	(39,7)	1,00	—	1,00	—	—	—
tertile moyen (38,3 à 40,5)		246 054	(36,9)	0,99	0,91 à 1,07	0,98	0,93 à 1,04	—	—
tertile supérieur (40,5 à 51,8)		156 202	(23,4)	1,10	1,02 à 1,20	1,05	0,98 à 1,12	—	—

Abréviations : IC, intervalle de confiance; n.s., non significatif; RC, rapport de cotes; TPAG, très petit pour l'âge gestationnel.

Remarque : Intervalle de confiance calculé au moyen d'estimations de variance robustes tirées d'un modèle multiniveau ajusté selon des équations d'estimation généralisée (EEG).

[a] L'interprétation d'un résultat contextuel comme substitut de la variable individuelle correspondante pourrait être inappropriée.

[b] Pourcentage des centres locaux de services communautaires dont les valeurs ont été imputées.

[c] Rapport de cotes brut.

[d] Rapport de cotes ajusté pour des variables individuelles incluant des termes d'interaction (âge de la mère, état matrimonial de la mère, niveau d'études de la mère, pays de naissance de la mère, parité de la mère, niveau d'études × état matrimonial, pays de naissance × âge, pays de naissance × état matrimonial, niveau d'études × pays de naissance, âge × parité et niveau d'études × parité).

[e] Rapport de cotes ajusté pour des variables contextuelles (personnes souffrant d'insécurité alimentaire et personnes inactives) et pour des variables individuelles incluant des termes d'interaction.

[f] Valeur *p* servant à évaluer les différences dans l'ensemble.

[g] Valeur < 1,0.

Analyse

Nous avons adopté une approche globale pour comprendre les déterminants de la santé fœtale au Québec (Canada) en utilisant l'information liée au contexte tirée d'une enquête spécifique, les données sur les naissances et les données de recensement dans un contexte où les données individuelles étaient disponibles. Nous avons trouvé des liens entre les naissances de nouveau-nés TPAG et des variables liées au contexte de chaque source de données indépendamment des variables individuelles. Ni les données de recensement, ni les données d'enquête, ni celles du Registre des naissances du Québec ne contenaient à elles seules un éventail aussi large de variables liées au contexte. Les variables d'insécurité alimentaire et de sédentarité étaient pertinentes pour l'inclusion dans un modèle à plusieurs variables liées au contexte. Elles se sont révélées toutes deux associées de façon significative à la survenue de TPAG. Notons que ces variables agrégées ne reflètent pas nécessairement l'insécurité alimentaire et la sédentarité individuelle. Par exemple, dans une analyse précédente[25], la proportion de résidents vivant sous le seuil de faible revenu sur le territoire de CLSC était corrélée à l'isolement social et au contexte ethnique, alors que le revenu moyen sur ce même territoire était lié à la défavorisation matérielle.

Certaines variables liées au contexte analysées dans le cadre de cette étude ont également été intégrées dans d'autres études canadiennes et américaines[7,9,13,14,19]. Lorsque des variables individuelles et certaines variables liées au contexte étaient prises en compte, des liens significatifs ont été établis entre des naissances de nouveau-nés PAG et le seuil de faible revenu pour les naissances survenues au Québec de 1991 à 2000[14] et celles survenues à Montréal de 1997 à 2001[9]. De plus, un lien significatif a été observé entre les naissances de bébés PAG et la défavorisation matérielle mesurée par le revenu régional en Ontario entre 2004 et 2006[13].

L'isolement social et le contexte ethnique (mesurés par le nombre de foyers monoparentaux, le faible revenu et l'ethnicité) n'ont pas été associés de façon significative à un poids faible à la naissance chez les nouveau-nés de Caroline du Sud entre 2000 et 2003[19], lorsqu'on a tenu compte des variables individuelles et de plusieurs variables liées au contexte. Ces variables n'ont pas été ajoutées à notre modèle final à plusieurs variables liées au contexte.

Limites

Il convient de souligner quelques limites à cette étude. D'abord, nous nous sommes penchés sur le développement fœtal sous-optimal mesuré par l'indicateur TPAG. La petite constitution de certains nouveau-nés pourrait ne pas être attribuable à un développement fœtal sous-optimal, mais ceux-ci pourraient quand même avoir été désignés comme nouveau-nés TPAG, ce qui expliquerait un biais de classification non différentielle dans le résultat. Une telle classification erronée a été minimisée par l'emploi de l'indicateur TPAG plutôt que celui de l'indicateur PAG.

L'attribution de catégories d'exposition aux CLSC a pu être faite de façon erronée. En regroupant les données, nous avons implicitement fait le postulat que les tertiles des CLSC sont demeurés les mêmes tout au long des années. De plus, l'information concernant les mères ayant déménagé n'était pas disponible. D'après les données du Recensement de 2006[35], environ 3,5 % des femmes n'ont pas été correctement assignées au tertile de CLSC que nous leur avions attribué, ces erreurs de classification ayant contribué à créer un léger biais en faveur d'un résultat nul.

Des risques de confusion dans nos résultats ont pu relever de facteurs individuels non mesurés, comme certaines caractéristiques maternelles liées à l'isolement social, au mode de vie (tabagisme, consommation de caféine, consommation élevée d'alcool, sédentarité ou survenue d'abus physique) et à l'état de santé (apport calorique quotidien, indice de masse corporelle de la mère, hypertension de la mère ou diabète de grossesse).

Nos données agrégées ne nous ont pas permis de distinguer l'effet d'une exposition contextuelle durant la grossesse à une exposition antérieure, ni de déterminer si le lien entre le contexte et la survenue de naissances TPAG a changé au fil du temps.

Enfin, notre étude a été limitée en raison du manque de connaissances à propos de l'échelle spatiale appropriée pour étudier la santé fœtale[36]. Des analyses de sensibilité ont d'ailleurs été fondées sur les données regroupées par sous-territoires.

Les mécanismes via lesquels l'insécurité alimentaire pourrait être associée au poids plus faible à la naissance selon l'âge gestationnel englobent les facteurs interpersonnels, pour lesquels un lien systématique avec certains comportements alimentaires a été établi chez les jeunes[37]. Un poids plus élevé chez les mères avant la grossesse, facteur qui n'a pas pu être mesuré, pourrait aussi entraîner un diabète gestationnel[38].

Les résidents des CLSC avec une moindre sédentarité et une moindre inactivité sont certainement en meilleure santé, et leur risque de développer des maladies chroniques et de souffrir d'incapacité est plus faible[39]. Les mères vivant sur ces territoires de CLSC ont plus de chances d'être physiquement actives. L'activité chez les résidents de ces CLSC pourrait être attribuable à un environnement bâti favorisant d'une manière ou d'une autre la pratique d'activités[37,39,40] plutôt qu'à un environnement social[37] faisant de même. De plus, être actif est le signe d'une compréhension générale des messages de santé publique (manger mieux, faire de l'exercice, ne pas fumer, etc.)[37]. Nos résultats semblent pertinents pour d'autres pays dotés de systèmes de bien-être social comparables.

Dans notre but d'englober d'avantage de déterminants contextuels de la santé fœtale, nous avons intégré des données agrégées tirées d'une enquête canadienne de même que des données de recensement et des données sur les naissances, de manière à établir des profils diversifiés des communautés. Ces profils, établis à partir d'un large éventail de variables, nous ont permis de mettre en évidence des liens contextuels entre les naissances d'enfants TPAG et l'état matrimonial, l'insécurité alimentaire et la sédentarité des résidents. Ces liens contextuels n'ont pas été désignés comme « associations contextuelles » en tant que tel, car aucun ajustement n'a été réalisé pour l'insécurité alimentaire et la sédentarité individuelle des mères dans les analyses, même si plusieurs ajustements ont été faits pour d'autres caractéristiques individuelles.

Les résultats de cette étude s'ajoutent au nombre croissant de données probantes qui laissent penser que des processus sociaux contextuels affectent la santé fœtale. Des études canadiennes ultérieures pourraient tirer profit de l'information recueillie dans le cadre d'enquêtes de grande envergure, notamment dans le cadre de l'ESCC, en l'intégrant à l'ensemble restreint des données de recensement, de manière à brosser un tableau des différents quartiers et à utiliser les données détaillées ainsi obtenues dans le cadre d'une approche globale.

Références

1. Organisation mondiale de la Santé. Pour un développement optimal du fœtus : rapport d'une consultation technique, Genève (CH) : Éditions de l'OMS; 2006.

2. Henrichs J, Schenk JJ, Roza SJ et collab. Maternal psychological distress and fetal growth trajectories: the Generation R Study. Psychol Med. 2010;40:633-43.

3. Blumenshine P, Egerter S, Barclay CJ, Cubbin C, Braveman PA. Socioeconomic disparities in adverse birth outcomes: a systematic review. Am J Prev Med. 2010;39:263-72.

4. Berkman LF, Kawachi I. Social Epidemiology. New York (NY) : Oxford University Press; 2000.

5. Timmermans S, Bonsel GJ, Steegers-Theunissen RP et collab. Individual accumulation of heterogeneous risks explains perinatal inequalities within deprived neighbourhoods. Eur J Epidemiol. 2010; 26:165-80.

6. Riva M, Gauvin L, Barnett TA. Toward the next generation of research into small area effects on health: a synthesis of multilevel investigations published since July 1998. J Epidemiol Community Health. 2007;61: 853-61.

7. Auger N, Giraud J, Daniel M. The joint influence of area income, income inequality, and immigrant density on adverse birth outcomes: a population-based study. BMC Public Health. 2009;9:237.

8. Farley TA, Mason K, Rice J, Habel JD, Scribner R, Cohen DA. The relationship between the neighbourhood environment and adverse birth outcomes. Paediatr Perinat Epidemiol. 2006;20:188-200.

9. Généreux M, Auger N, Goneau M, Daniel M. Neighbourhood socioeconomic status, maternal education and adverse birth outcomes among mothers living near highways. J Epidemiol Community Health. 2008;62:695-700.

10. Gorman BK. Racial and ethnic variation in low birthweight in the United States: individual and contextual determinants. Health Place. 1999;5:195-207.

11. Jaffee KD, Perloff JD. An ecological analysis of racial differences in low birthweight: implications for maternal and child health social work. Health Soc Work. 2003;28: 9-22.

12. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Rehkopf DH, Subramanian SV. Painting a truer picture of US socioeconomic and racial/ ethnic health inequalities: the Public Health Disparities Geocoding Project. Am J Public Health. 2005;95:312-23.

13. Liu N, Wen SW, Katherine W, Bottomley J, Yang Q, Walker MC. Neighbourhood family income and adverse birth outcomes among singleton deliveries. J Obstet Gynaecol Can. 2010;32:1042-8.

14. Luo ZC, Wilkins R, Kramer MS. Effect of neighbourhood income and maternal education on birth outcomes: a population-based study. JAMC. 2006;174:1415-20.

15. Masi CM, Hawkley LC, Piotrowski ZH, Pickett KE. Neighborhood economic disadvantage, violent crime, group density, and pregnancy outcomes in a diverse, urban population. Soc Sci Med. 2007;65:2440-57.

16. Muhajarine N, Vu LT. Neighbourhood contexts and low birthweight: social disconnection heightens single parents risks in Saskatoon. Can J Public Health. 2009;100:130-4.

17. Nkansah-Amankra S, Luchok KJ, Hussey JR, Watkins K, Liu X. Effects of maternal stress on low birth weight and preterm birth outcomes across neighborhoods of South Carolina, 2000-2003. Matern Child Health J. 2010;14:215-26.

18. Nkansah-Amankra S, Dhawain A, Hussey JR, Luchok KJ. Maternal social support and neighborhood income inequality as predictors of low birth weight and preterm birth outcome disparities: analysis of South Carolina pregnancy risk assessment and monitoring system survey, 2000-2003. Matern Child Health J. 2010;14:774-85.

19. Nkansah-Amankra S. Neighborhood contextual factors, maternal smoking, and birth outcomes: multilevel analysis of the South Carolina PRAMS survey, 2000-2003. J Womens Health (Larchmt). 2010;19: 1543-52.

20. Pearl M, Braveman P, Abrams B. The relationship of neighborhood socioeconomic characteristics to birthweight among 5 ethnic groups in California. Am J Public Health. 2001;91:1808-14.

21. Rich-Edwards JW, Buka SL, Brennan RT, Earls F. Diverging associations of maternal age with low birthweight for black and white mothers. Int J Epidemiol. 2003;32: 83-90.

22. Subramanian SV, Chen JT, Rehkopf DH, Waterman PD, Krieger N. Comparing individual- and area-based socioeconomic measures for the surveillance of health disparities: a multilevel analysis of Massachusetts births, 1989-1991. Am J Epidemiol. 2006;164:823-34.

23. Messer LC, Kaufman JS, Dole N, Herring A, Laraia BA. Violent crime exposure classification and adverse birth outcomes: a geographically-defined cohort study. Int J Health Geogr. 2006;5:22.

24. Buka SL, Brennan RT, Rich-Edwards JW, Raudenbush SW, Earls F. Neighborhood support and the birth weight of urban infants. Am J Epidemiol. 2003;157:1-8.

25. Savard N, Levallois P, Rivest LP, Gingras S. A study of the association between characteristics of the CLSCs and the risk of small for gestational age births among term and preterm births in Quebec, Canada. Can J Public Health. 2012;103:152-7.

26. Alexander GR, Himes JH, Kaufman RB et collab. A United States national reference for fetal growth. Obstet Gynecol. 1996;87: 163-8.

27. Kramer MS, Platt RW, Wen SW et collab. A new and improved population-based Canadian reference for birth weight for gestational age. Pediatrics. 2001;108(2): E35.

28. Béland Y. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes: aperçu de la méthodologie. Rapport sur la santé. 2002;13:9-15.

29. SAS Institute Inc. SAS/STAT 9.2 user's guide: the MI procedure. 2e éd. Cary (NC) : SAS Institute Inc; 2009.

30. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Registre des événements démographiques – Fichier des naissances vivantes (RED/naissances vivantes (K29)) [Internet]. Québec (Qc): gouvernement du Québec; [consultation le 10 février 2011]. Consultable en ligne à partir de la page: http://www.informa.msss.gouv.qc.ca/Details.aspx?Id=pDH1q4exKSc=&Source=/dlVmYlVYBQ=

31. Thomas S, Wannell B. Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Rapport sur la santé. 2009;20:59-65.

32. Statistique Canada. Profil pour le Canada, les provinces, les territoires, les divisions de recensement et les subdivisions de recensement, Recensement de 2006 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [consultation le 10 février 2011]. Consultable en ligne à partir de la page: http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=94-581-X2006001&lang=fra

33. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. Modern epidemiology. 3e éd. Philadelphia (PA) : Wolters Kluwer Health/Lippincott Williams & Wilkins; 2008.

34. Hardin JW, Hilbe JM. Generalized estimating equations. Boca Raton (FL) : Chapman & Hall/CRC; 2002.

35. Statistique Canada. Population âgée de 5 ans et plus selon la mobilité, par province et territoire (Recensement de 2006) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [consultation le 31 juillet 2013]. Consultable à partir de la page: http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l02/cst01/demo56b-fra.htm

36. Diez Roux AV. Neighborhoods and health: where are we and where do we go from here? Rev Epidemiol Sante Publique. 2007;55:13-21.

37. De Vet E, de Ridder DT, de Wit JB. Environmental correlates of physical activity and dietary behaviours among young people: a systematic review of reviews. Obes Rev. 2011;12:e130-42.

38. Janevic T, Borrell LN, Savitz DA, Herring AH, Rundle A. Neighbourhood food environment and gestational diabetes in New York City. Paediatr Perinat Epidemiol. 2010;24:249-54.

39. Haskell WL, Blair SN, Hill JO. Physical activity: health outcomes and importance for public health policy. Prev Med. 2009;49:280-2.

40. Durand CP, Andalib M, Dunton GF, Wolch J, Pentz MA. A systematic review of built environment factors related to physical activity and obesity risk: implications for smart growth urban planning. Obes Rev. 2011;12:e173-82.

Analyse contextuelle des politiques à l'appui de l'auto-prise en charge des maladies chroniques au Canada

C. Liddy, M.D. (1, 2); K. Mill, B. Sc. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Les données probantes appuyant l'auto-prise en charge des maladies chroniques méritent de faire l'objet d'une analyse plus approfondie. Notre objectif était de cerner les politiques, les stratégies et les cadres existants à l'appui des initiatives d'auto-prise en charge.

Méthodologie : La présente étude descriptive a été effectuée sous forme d'analyse contextuelle. Elle comprend une recherche sur les sites Web gouvernementaux et d'autres sites Web accessibles au public ainsi que des entrevues avec des représentants gouvernementaux choisis par l'entremise du Conseil canadien de la santé et par réseautage universitaire.

Résultats : Nous avons interviewé 16 représentants de toutes les provinces et de tous les territoires du Canada et nous avons relevé 30 documents provinciaux et nationaux d'intérêt accessibles au public. La plupart des provinces et des territoires possèdent des politiques dont certains éléments portent sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques. Les politiques de l'Alberta et de la Colombie-Britannique sont les plus détaillées. Elles accordent une place de choix aux soins primaires et elles ne sont pas axées sur une maladie en particulier. Elles présentent également des mesures pour la mise en œuvre à l'échelle provinciale des programmes d'auto-prise en charge des maladies chroniques. L'ensemble des territoires du nord du Canada n'avait pas de politiques précises sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques, malgré un lourd fardeau associé à ces maladies.

Conclusion : Faire participer les patients à l'auto-prise en charge de leur maladie chronique est important et efficace. Même si la plupart des provinces et des territoires possèdent des politiques qui comportent des éléments liés à l'auto-prise en charge des maladies chroniques, ces politiques sont souvent intégrées à d'autres initiatives ou d'autres documents de politiques axés sur des maladies ou des populations en particulier, ce qui peut limiter la portée et l'effet potentiels de l'auto-prise en charge.

Mots-clés : auto-prise en charge des maladies chroniques, soutien à l'auto-prise en charge, politique en matière de santé, soins primaires, analyse contextuelle

Introduction

Les maladies chroniques constituent le principal problème lié aux soins de santé au Canada: elles coûtent plus de 80 milliards de dollars chaque année[1,2] et entraînent une utilisation accrue des services des urgences, des hospitalisations prolongées, une diminution de la qualité de vie et une augmentation des taux de mortalité[3-10]. L'amélioration de la qualité des soins pour les personnes atteintes de maladies chroniques est complexe[11], car elle nécessite un diagnostic et un traitement rapides, un accès aux soins primaires et aux soins spécialisés ainsi qu'une attention particulière accordée aux tâches et aux décisions liées à l'auto-prise en charge[12,13].

Il a été établi que le soutien à l'auto-prise en charge améliore les résultats, aussi cette intervention a-t-elle été préconisée pour un large éventail de maladies et de populations[14-20]. Le soutien à l'auto-prise en charge est axé sur les personnes et leurs familles; il mise sur l'établissement concerté d'objectifs et sur une gamme de stratégies d'auto-efficacité[16]. Ces stratégies permettent au patient, en collaboration avec les fournisseurs de soins de santé, de prendre en charge médicalement leur maladie de manière plus efficace, d'exercer leurs activités et leurs rôles habituels, ainsi que de maîtriser les répercussions émotionnelles de leur maladie[15]. Adams et collab. complètent cette définition en soulignant ce qui peut être fait par les fournisseurs de soins de santé par le biais « [traduction] de la mise en œuvre systématique d'activités d'éducation et de soutien par les professionnels de la santé »[21, p. 57] pour améliorer les compétences et la confiance des patients en ce qui concerne la prise en charge de leurs problèmes de santé, notamment l'évaluation régulière des progrès réalisés et des problèmes, la définition d'objectifs et l'aide à la résolution de problèmes.

La mise en œuvre de programmes de soutien à l'auto-prise en charge au Canada suscite beaucoup d'intérêt. Toutefois, de nombreux programmes sont mis en place

Rattachement des auteurs :

1. Institut de recherche Élisabeth-Bruyère, Centre de recherche C.T. Lamont en soins de santé primaire, Ottawa (Ontario), Canada
2. Université d'Ottawa, Département de médecine familiale, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Clare Liddy, Institut de recherche Élisabeth-Bruyère, 43, rue Bruyère, Ottawa (Ontario) K1N 5C8; tél. : 613-562-6262, poste 1326; téléc. : 613-562-6099; courriel : cliddy@bruyere.org

isolément, souvent par des organismes axés sur une maladie en particulier, par les autorités de santé publique locales ou des organismes communautaires[22]. Par contre, bien que les patients et leur communauté, les fournisseurs de soins de santé et le système de santé soient des acteurs clés du succès du soutien et des soins liés aux maladies chroniques, les gouvernements fédéraux, provinciaux et territoriaux ont également un rôle majeur à jouer parce qu'ils élaborent et mettent en œuvre des politiques publiques en matière de santé et de soins de santé à l'échelle du Canada.

Même si l'importance de l'auto-traitement et de l'auto-prise en charge est parfois mentionnée dans des stratégies nationales, par exemple le programme sur le vieillissement en santé[23] et la Stratégie canadienne du diabète[24], on en sait peu à propos de l'orientation des politiques provinciales et territoriales en matière de soutien à l'auto-prise en charge, même si la santé et les soins de santé sont du ressort des gouvernements provinciaux et territoriaux.

Dans le cadre d'un projet plus vaste portant sur les soins liés aux maladies chroniques et l'auto-prise en charge réalisé avec le Conseil canadien de la santé (CCS)[25], nous avons effectué une analyse contextuelle en vue de relever les documents de politiques stratégiques provinciales et territoriales appuyant l'auto-prise en charge par le patient[26]. Le CCS est un organisme à but non lucratif et indépendant mis en place par les premiers ministres du pays en 2003 et chargé de surveiller le système de santé dans le cadre des Accords sur la santé. Le CCS s'est entre autres penché sur la prévention et la prise en charge des affections chroniques en vue d'encourager la discussion sur les modifications des politiques publiques, la gestion des soins de santé et la prestation des services de santé en vue d'améliorer les résultats liés à la santé pour l'ensemble des Canadiens[27].

Le présent rapport vise à améliorer la connaissance des activités et des orientations stratégiques provinciales afin de permettre aux provinces et aux territoires de s'inspirer des tendances émergentes à l'échelle du pays.

Méthodologie

L'analyse contextuelle du soutien à l'auto-prise en charge et des soins liés aux maladie chronique s'est déroulée en trois phases: 1) une analyse en ligne à l'aide du moteur de recherche Google pour repérer les politiques accessibles au public qui appuient ou influencent les initiatives de soutien à l'auto-prise en charge; 2) des entrevues avec des représentants provinciaux ou territoriaux du CCS pour obtenir un point de vue interne au sujet des politiques et des stratégies existantes ainsi que de la planification à venir touchant le soutien à l'auto-prise en charge et 3) une seconde analyse des documents en ligne en fonction des résultats des entrevues.

La première analyse en ligne visait à repérer les documents de politiques provinciales et territoriales accessibles au public. Le terme « politique » a été défini comme suit: tout plan d'action ou document d'orientation général appuyé par une autorité gouvernementale, notamment les cadres, les stratégies, les plans d'action et les documents de priorité officiels[28].

En septembre 2011, trois personnes de notre équipe de recherche ont parcouru les documents en ligne et les sites Web de chaque province et territoire en vue de repérer les politiques, les lois, les stratégies et les cadres qui concernaient, ou mentionnaient, le soutien à l'auto-prise en charge, les programmes connexes ou leur mise en œuvre. Les mots-clés de recherche utilisés étaient : « self-management », « self-care », « self-management support », « chronic conditions », « policy », « action plan », « framework », « strategy » et « initiative ». Les résultats pertinents ont été compilés dans une base de données à l'aide de la version 12 du logiciel Microsoft Excel (2007; Redmond, Washington, États-Unis), avec l'indication de l'année de chaque initiative et des détails la concernant.

Par la suite, pour obtenir un portrait plus détaillé et exact des politiques existantes, nous avons interviewé des personnes participant à l'élaboration des politiques au sein des ministères de la Santé. Des représentants de toutes les provinces et de tous les territoires, à l'exception du Québec, ont été choisis par l'entremise du réseau du CCS et invités par courriel à participer à une entrevue téléphonique de 30 minutes. Comme le Québec ne collaborait alors pas officiellement avec le CCS, le représentant du Québec a été trouvé par réseautage universitaire. Tous les représentants invités ont accepté de participer et ont fourni un consentement éclairé. Le processus d'entrevue a été approuvé par le comité d'éthique de la recherche de l'hôpital d'Ottawa.

Les auteurs peuvent fournir, sur demande, le guide d'entrevue utilisé pour réaliser les entrevues semi-dirigées. La chercheure principale (CL) ou l'assistante de recherche (KM) ont effectué les entrevues entre septembre et octobre 2011, l'entrevue avec le représentant du Québec ayant eu lieu quant à elle en mai 2012. Les entrevues ont été enregistrées et transcrites par l'assistante de recherche. Une copie de la transcription des entrevues a été envoyée à chaque personne interviewée pour obtenir son approbation et améliorer la fiabilité des résultats.

La troisième étape de l'étude, qui s'est déroulée en juillet 2012, a consisté en une analyse en ligne ciblée visant à repérer des documents de politiques récemment publiés ou mis à jour dont la parution avait été annoncée par les représentants interviewés. L'analyse itérative a utilisé des exemples d'autres analyses de politiques à des fins d'orientation[29-31]. Conformément aux travaux de Dixon-Woods et collab.[32], nous avons utilisé une approche narrative descriptive associée à une analyse thématique. Cette approche a été jugée appropriée à une analyse axée sur les politiques[32]. Deux membres de l'équipe de recherche ont passé en revue les documents de politiques et les transcriptions des entrevues afin d'en cerner les thèmes. Plusieurs rencontres d'équipe ont eu lieu au cours de la phase d'analyse afin de discuter des résultats et de définir les thèmes clés[32].

Résultats

Grâce à l'analyse en ligne et aux entrevues avec 16 représentants des provinces et des territoires canadiens, nous avons appris que la plupart des provinces et des

territoires avaient une politique, un cadre ou une stratégie qui intégrait certains aspects de la prise en charge des maladies chroniques. Toutefois, le nombre de documents de politiques accessibles qui reconnaissaient explicitement le rôle de l'auto-prise en charge a varié considérablement d'une province et d'un territoire à l'autre (tableau 1). Notre analyse des documents en ligne visant à repérer les politiques qui appuient ou influencent les initiatives de soutien à l'auto-prise en charge a permis de relever 30 documents provinciaux et nationaux pertinents et accessibles au public.

La majorité des provinces ont mis en œuvre des programmes de soutien à l'auto-prise en charge, le plus courant étant le programme d'auto-prise en charge des maladies chroniques de l'Université de Stanford (tableau 2). Toutefois, ces programmes sont souvent gérés par de petits organismes communautaires ou par les autorités sanitaires locales. L'Alberta et la Colombie-Britannique sont les provinces qui possèdent les politiques les plus détaillées à l'appui de l'auto-prise en charge par le patient. Leurs programmes d'auto-prise en charge, largement accessibles, sont principalement offerts par l'entremise d'organismes sanitaires provinciaux (et non par celle de groupes axés sur une maladie en particulier ou de groupes communautaires). Ces programmes mettent l'accent sur les soins centrés sur les patients et englobent les soins de santé primaires et les soins primaires.

Par exemple, l'Alberta s'est dotée d'une vision globale pour l'avenir des soins de santé, appelée Vision 2020, qui est axée sur les besoins des patients[33]. De plus, l'élaboration de son modèle de gestion des soins en cas de maladie chronique et le lancement de programmes communautaires intégrés à l'échelle de la province visent à promouvoir une approche équilibrée du soutien aux patients atteints d'affections chroniques. Le soutien à l'auto-prise en charge est l'un des principaux piliers du modèle et de l'élaboration des programmes. Le programme d'auto-prise en charge des maladies chroniques de l'Université de Stanford est maintenant offert à l'échelle de la province par les services de santé de l'Alberta sous le nom de Better Choices, Better Health. Il fait partie des programmes communautaires et est offert aux patients par leur médecin ou par le personnel des autres programmes intégrés. Ces derniers comprennent des programmes supervisés d'activité physique et de l'information sur la nutrition offerts par un nutritionniste ou dans le cadre d'un atelier de groupe. Les réseaux de soins primaires en Alberta encouragent aussi fortement l'auto-prise en charge. Les réseaux jouent un rôle important dans le cadre des programmes communautaires intégrés en raison de leur capacité à améliorer la coordination des soins et la collaboration fondée sur le partage de la prestation des soins entre les fournisseurs de soins appropriés.

De manière similaire, l'auto-prise en charge est mentionnée dans la mission, la vision et les objectifs du ministère de la Santé de la Colombie-Britannique. L'initiative ministérielle, Patients as Partners, qui fait partie de la charte des soins de santé primaires de 2007[34], aborde spécifiquement la mise en œuvre et l'évaluation de l'auto-prise en charge en invitant les fournisseurs de soins de santé primaires et les organismes à élaborer de nouveaux moyens d'appuyer le rôle central des patients à titre de partenaires de leur propre traitement. Cette province offre de nombreux programmes de soutien à l'auto-prise en charge, notamment les suivants : Chronic Disease Self-Management; Online Chronic Disease Self-Management; Arthritis/Fibromyalgia Self-Management; Chronic Pain Self-Management; Diabetes Self-Management; Active Choices; A Matter of Balance: Managing Concerns about Falls; Bounce Back: Reclaim Your Health; InterCultural Online Health Network; Patient Voices Network's Peer Coaching; Dietician Services at HealthLink BC et QuitNow Services.

Le Manitoba a aussi publié récemment un document de travail portant spécifiquement sur l'auto-prise en charge dans le cadre des soins primaires.

Cadres

De nombreuses autres provinces se sont dotées de cadres pour la prise en charge et la prévention des maladies chroniques dans lesquels l'auto-prise en charge est un élément central. Par exemple, l'Ontario, le Nouveau-Brunswick et le Québec ont harmonisé leurs cadres de prise en charge et de prévention des maladies chroniques, qui sont fondés sur le modèle élargi de soins aux malades chroniques Exanded Chronic Care Model[34,35], afin d'élaborer des stratégies et des politiques futures pour la prévention et la prise en charge des maladies chroniques. Ce modèle élargi s'appuie sur le modèle bien connu de soins aux malades chroniques Chronic Care Model[36], qui s'est avéré efficace pour améliorer la prestation et la qualité des soins ainsi que le contrôle des coûts des soins de santé[14,19,37]. Le modèle Exanded Chronic Care Model convient mieux à l'environnement des soins de santé canadien, car il intègre plus efficacement la promotion de la santé et la prévention tant à l'intérieur du système de santé que dans les collectivités.

Terre-Neuve-et-Labrador a également adopté un cadre stratégique sur les maladies chroniques, qui contient six énoncés de principes, dont l'un portant sur l'auto-prise en charge[38]. Il vise huit priorités: l'arthrite, le cancer, la douleur chronique, le diabète, les cardiopathies, les maladies pulmonaires, les maladies du rein et l'accident vasculaire cérébral (AVC). Il est valable pour les quatre autorités régionales de santé de la province.

Stratégies

L'Unité de santé des populations et de prévention des maladies chroniques de l'Université Dalhousie, en collaboration avec le ministère de la Santé de la Nouvelle-Écosse, a élaboré la Nova Scotia Chronic Disease Prevention Strategy en 2003, mais cette stratégie ne met toutefois pas explicitement l'accent sur l'auto-prise en charge. La Strategy for Positive Aging in Nova Scotia, publiée en 2005, souligne quant à elle l'importance de l'auto-prise en charge chez les personnes âgées.

Politiques portant sur une maladie en particulier axées sur l'auto-prise en charge

De nombreuses provinces possèdent des politiques axées sur des maladies en

TABLEAU 1
Exemples de documents de politiques portant sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques

Province/ Territoire/Pays	Titre du document	Type de document	Lien
Alberta	Alberta's model for chronic disease management care (2008)	Cadre	http://www.albertahealthservices.ca/4058.asp
	Vision 2020 (2008)	Stratégie	http://www.health.alberta.ca/initiatives/vision-2020.html
	Becoming the Best: Alberta's 5-Year Health Action Plan, 2010-2015 (2007)	Plan d'action	Non consultable en ligne
Colombie-Britannique	Expanded Chronic Care Model (2003)	Cadre	http://www.primaryhealthcarebc.ca/resource_eccm.html
	Primary Health Care Charter: A Collaborative Approach (2007)	Stratégie	http://www.primaryhealthcarebc.ca/
	Patients as Partners (2007)	Initiative	http://www.impactbc.ca/patients-as-partners
Manitoba	Self-Management in Primary Care in Manitoba: The Way Forward (2011)	Document de consultation	http://www.gov.mb.ca/health/primarycare/self_management.html
Nouveau-Brunswick	Cadre de prévention et de gestion des maladies chroniques pour le Nouveau-Brunswick (2010)	Cadre	http://www.gnb.ca/0051/pub/pdf/2010/6960f-final.pdf
	Stratégie globale sur le diabète pour les Néo-Brunswickois et Néo-Brunswickoises 2011-2015 (2011)	Stratégie	http://www.gnb.ca/0053/phc/pdf/2011/8023-f.pdf
Terre-Neuve-et-Labrador	Improving Health Together: A Policy Framework for Chronic Disease Prevention and Management in Newfound Land and Labrador (2011)	Cadre	http://www.health.gov.nl.ca/health/chronicdisease/Improving_Health_Together.pdf
	Chronic Disease Policy Framework (en cours d'élaboration)	Cadre	Non consultable en ligne
Territoires du Nord-Ouest	Chronic Disease Management Strategy (en cours d'élaboration, en collaboration avec la Fondation canadienne de la recherche sur les services de santé)	Stratégie	Non consultable en ligne. Pour obtenir de plus amples renseignements, consulter le document : Leith E, Kirvan C, Verma JY, Lewis K, Robertson S. Re-imagining healthcare: the Northwest Territories transitions to an integrated chronic disease management strategy. Healthc Quarterly. 2012:15(1);19-21.
	Chronic Disease Prevention and Management Strategy, based on the Expanded Chronic Care Model (en cours d'élaboration)	Stratégie	Non consultable en ligne
Nouvelle-Écosse	Nova Scotia Chronic Disease Prevention Strategy (2003)	Stratégie	http://www.gov.ns.ca/hpp/publications/CDP_Strategy_Report_Final_October30.pdf
	Strategy for Positive Aging in Nova Scotia (2005)	Stratégie	http://www.gov.ns.ca/seniors/pub/2005_StrategyPositiveAging.pdf
	Chronic Disease Management Action Plan (2011)	Plan d'action	Non consultable en ligne
	Action Plan for the Organization and Delivery of Chronic Pain Services in Nova Scotia (2006)	Plan d'action	http://www.gov.ns.ca/health/reports/pubs/Action_Plan_Chronic_Pain.pdf
Nunavut	Stratégie de prévention des maladies chroniques	Stratégie	Non consultable en ligne
	Stratégie de santé publique (2008)	Stratégie	http://www.hss.gov.nu.ca/fr/Public%20Health%20Strategy.aspx
Ontario	Preventing and Managing Chronic Disease: Ontario's Framework (2007)	Cadre	http://www.health.gov.on.ca/fr/pro/programs/cdpm/
	Stratégie ontarienne de lutte contre le diabète (2008)	Stratégie	http://health.gov.on.ca/fr/public/programs/diabetes/channel.aspx/about_diabetes_strategy.html
Île-du-Prince-Édouard	Stratégie de promotion d'un mode de vie sain de l'Île-du-Prince-Édouard (2008)	Stratégie	http://www.gov.pe.ca/photos/original/hss_fr_hls.pdf
Québec	Cadre de référence pour la prévention et la gestion des maladies chroniques physiques en première ligne (2012)	Cadre	msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/4b1768b3f849519c852568fd0061480d/0c9fcebe57c4d7ce85257a8500766b62?OpenDocument
	Stratégie de prévention et de gestion des maladies chroniques et Plan d'action 2008-2013 (2008)	Stratégie et plan d'action	http://www.frsq.gouv.qc.ca/fr/financement/pdf_2010_2011/Strategie_maladies_chroniques.pdf
Saskatchewan	The Diabetes Provincial Plan (2004)	Stratégie	http://www.health.gov.sk.ca/provincial-diabetes-plan
	Self-Management Support Action Plan (2006)	Plan d'action	Non consultable en ligne
	Tobacco cessation legislation	Mesures législatives	http://www.health.gov.sk.ca/quitting-smoking
Yukon	Aging Well Strategy (en cours d'élaboration)	Stratégie	Non consultable en ligne. Pour obtenir de plus amples renseignements, consulter le site: http://www.hss.gov.yk.ca/news/10-025.php
	Chronic Disease Prevention and Management Strategy (en cours d'élaboration)	Stratégie	Non consultable en ligne
Canada	Stratégie canadienne du diabète (2005)	Stratégie	http://www.hc-sc.gc.ca/ahc-asc/activit/strateg/diabete-fra.php

TABLEAU 2
Exemples de programmes d'auto-prise en charge des maladies chroniques au Canada

Province/ Territoire	Programme	Lien/Source	Renseignements complémentaires
Alberta	PAPCMC de l'Université de Stanford *Better Choices, Better Health*	http://www.albertahealthservices.ca/services.asp?pid=service&rid=1054851	Ce programme de l'Université de Stanford est offert à l'échelle de la province et fait partie des programmes communautaires intégrés. Il est proposé aux patients par leur médecin ou par le personnel d'autres programmes intégrés.
Manitoba	PAPCMC *Get Better Together: Building Capacity for Chronic Disease Self-Management (En santé… ensemble)*	http://www.gov.mb.ca/health/chronicdisease/cden/docs/2007/thursday/keyzer.pdf	Il s'agit d'une version modifiée du modèle de l'Université de Stanford, coordonnée à l'échelle provinciale par le Wellness Institute de l'Office régional de la santé de Winnipeg. Des programmes d'auto-prise en charge sont offerts dans l'ensemble de la province à tous les patients atteints de maladies chroniques. Ces programmes sont présentés par des professionnels et par des pairs animateurs.
Nouveau-Brunswick	PAPCMC *Mes choix – Ma santé*	http://www.gnb.ca/0053/phc/workshop-f.asp	Ce programme permanent est fondé sur le PAPCMC de l'Université de Stanford et il est offert dans les deux langues officielles.
Terre-Neuve-et-Labrador	PAPCMC de l'Université de Stanford	http://patienteducation.stanford.edu/programs/cdsmp.html	Ce programme de l'Université de Stanford n'est pas encore offert dans l'ensemble de la province. Seules trois des quatre autorités régionales de santé ont tenu des séances, mais toutes ont des maîtres formateurs disponibles pour animer le programme.
Nouvelle-Écosse	PAPCMC *Your Way to Wellness*	https://yourway2wellness.gov.ns.ca/	Programme d'auto-prise en charge pour les personnes atteintes d'une maladie chronique ou pour les personnes qui les soutiennent.
	PAPCDC *The Chronic Pain Self Management Program*	http://www.southshorehealth.ca/education-programs/bone-health.html	Programme offert dans les cliniques de traitement de la douleur chronique de la Nouvelle-Écosse qui s'appuie sur le modèle du PAPCDC de l'Université de Stanford.
	You're in Charge	http://www.caot.ca/otnow/sept%2011/youre.pdf http://www.iwk.nshealth.ca/index.cfm?objectid=924CF1E6-AF34-AF7E-2E6D746123614962	Atelier d'une fin de semaine spécifiquement conçu pour les jeunes atteints de maladies chroniques, qui peut parfois s'adresser également aux membres de leur famille.
Ontario	Plusieurs appellations différentes, p. ex. PAPCMC de l'Université de Stanford *Living a Healthy Life with Chronic Conditions*	https://www.healthylifeworkshop.ca/ http://www.livinghealthychamplain.ca	De nombreux programmes à l'échelle de la province, souvent en collaboration avec des centres universitaires de santé, offrent des programmes sur l'auto-prise en charge aux patients atteints de diverses maladies chroniques. Ces programmes sont principalement fondés sur le modèle de l'Université de Stanford et bon nombre d'entre eux sont destinés aux diabétiques.
Île-du-Prince-Édouard	PAPCMC de l'Université de Stanford	http://patienteducation.stanford.edu/programs/cdsmp.html	L'Île-du-Prince-Édouard offre le cours régulier du PAPCMC de l'Université de Stanford à l'échelle de la province.
Saskatchewan	PAPCMC *LiveWell Chronic Disease Management*	http://www.saskatoonhealthregion.ca/your_health/ps_cdm_about_livewell.htm	La Saskatchewan possède une unité centrale, appelée LiveWell Chronic Disease Management Programs and Services, qui coordonne plusieurs programmes et services à l'échelle de la province. Ces programmes et ces services sont destinés tant aux patients atteints de maladies chroniques qu'aux personnes qui en prennent soin.
Québec	Comment vivre en santé avec une maladie chronique (PAPCMC/PAPCDC) : *My tool Box/ L'atelier*	http://mytoolbox.mcgill.ca/fr/	Un PAPCMC et un PAPCDC offerts en français et en anglais. Ces deux programmes sont fondés sur le cours du PAPCMC de l'Université de Stanford.
Yukon	*Programme de soutien aux patients atteints d'une maladie chronique*	http://www.hss.gov.yk.ca/fr/ccsp.php	Le ministère de la Santé et des Services sociaux du Yukon n'offre plus le PAPCMC de l'Université de Stanford, essentiellement en raison de difficultés liées au recrutement d'un nombre suffisant de participants intéressés. Le *Programme de soutien aux patients atteints d'une maladie chronique* est actuellement offert tant aux patients atteints d'une affection chronique qu'aux professionnels de la santé qui en prennent soin. Il ne s'agit pas spécifiquement d'un programme d'auto-prise en charge, mais il intègre quelques éléments d'auto-prise en charge. Il est offert en français et en anglais.

Abréviations : PAPCDC, programme d'auto-prise en charge de la douleur chronique; PAPCMC, programme d'auto-prise en charge des maladies chroniques.

particulier, comme le diabète, l'arthrite, l'AVC ou la maladie pulmonaire obstructive chronique. Par exemple, la Stratégie ontarienne de lutte contre le diabète, lancée en 2008, met l'accent sur l'importance de l'auto-prise en charge. Dans le cadre de cette stratégie, du financement a été accordé à un plan quadriennal afin de mettre en place une approche multidimensionnelle des soins liés au diabète en vue de répondre aux besoins grandissants de la population ontarienne. La Stratégie ontarienne de lutte contre le diabète est la stratégie incluant l'auto-prise en charge la plus importante en Ontario. Toutefois, les experts du domaine interviewés ont souligné qu'ils croient en la nécessité d'aller au-delà d'une stratégie liée à une maladie pour formuler une politique plus globale qui porte sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques en général, en particulier chez les patients atteints d'affections comorbides.

Le Provincial Diabetes Plan de la Saskatchewan, publié en février 2004, souligne le rôle de l'auto-prise en charge. Le ministère de la Santé de la Saskatchewan et les autorités locales de santé publique ont également mis en place des lignes directrices qui prescrivent la prestation de soutien à l'auto-prise en charge.

À l'Île-du-Prince-Édouard, l'auto-prise en charge de certaines maladies chroniques, notamment le diabète et l'arthrite, est également ciblée par certains programmes. La province a aussi mis à l'essai des programmes visant la maladie pulmonaire obstructive chronique, l'hypertension et la gestion du poids, qui comportent des volets liés à l'auto-prise en charge. L'Île-du-Prince-Édouard n'a pas de document de politiques précis à l'appui de l'auto-prise en charge des maladies chroniques en général. La province offre plutôt de l'éducation et de la formation aux fournisseurs de soins en ce qui a trait aux principes de l'auto-prise en charge.

Lacunes des politiques, des cadres et des stratégies dans le Nord

Nunavut

Notre analyse des politiques, étayée par l'entrevue que nous avons menée auprès de l'expert local du Nunavut, a révélé que le territoire ne possède pas de documents de politiques ni de stratégies qui portent spécifiquement sur l'auto-prise en charge par les patients atteints de maladies chroniques. De plus, il n'y a actuellement aucun programme d'auto-prise en charge actif visant les patients ou les professionnels de la santé au Nunavut.

Territoires du Nord-Ouest

Aucune politique n'est en place dans les Territoires du Nord-Ouest pour appuyer spécifiquement l'élaboration et la mise en place de programmes d'auto-prise en charge destinés aux patients atteints de maladies chroniques, même si une stratégie de prise en charge des maladies chroniques est actuellement élaborée par le ministère de la Santé et des Services sociaux et qu'une première ébauche du document a été rédigée et est en cours d'examen. Le soutien à l'auto-prise en charge y est reconnu comme un élément important. Un nombre limité de programmes de la région intègrent totalement l'auto-prise en charge: certains programmes d'éducation sur le diabète et un petit nombre d'autres programmes concernant des maladies en particulier, dont des programmes de santé mentale. Une stratégie de prise en charge des maladies chroniques sera l'occasion d'accroître la part de l'auto-prise en charge dans ces programmes et de concevoir de nouveaux programmes qui répondent mieux au besoin en matière de soutien à l'auto-prise en charge dans les Territoires du Nord-Ouest.

Yukon

Le ministère de la Santé et des Services sociaux a fait une demande de financement afin d'entreprendre l'élaboration d'une stratégie de prévention et de prise en charge des maladies chroniques. Selon les experts interviewés, on se propose d'inclure l'auto-prise en charge dans la stratégie. Le programme d'auto-prise en charge des maladies chroniques de l'Université de Stanford n'est plus offert par le ministère de la Santé et des Services sociaux, principalement en raison des difficultés liées au recrutement d'un nombre suffisant de patients intéressés. Le Programme de soutien aux patients atteints d'une maladie chronique est offert tant aux patients atteints de maladies chroniques qu'aux professionnels de la santé qui en prennent soin. Il ne s'agit pas principalement d'un programme d'auto-prise en charge, mais il comprend certains éléments qui y sont reliés.

Analyse

Dans le cadre de notre analyse contextuelle des politiques, nous avons noté que même si la plupart des provinces et des territoires possèdent des politiques qui comportent des éléments liés à l'auto-prise en charge des maladies chroniques, ces politiques étaient souvent intégrées à d'autres initiatives ou documents de politiques conçus pour des populations ou des maladies en particulier. L'absence de politiques axées sur l'auto-prise en charge dans l'ensemble du Nord canadien est surprenante, étant donné que le fardeau lié aux maladies chroniques de ces régions est le plus important au Canada[39,40]. La population y rencontre également de nombreux obstacles à l'accès aux soins. Le sous-développement de l'auto-prise en charge pourrait s'expliquer par l'existence de priorités concurrentes en matière de santé et par la dispersion de la population sur le territoire.

Il existe un grand potentiel d'amélioration de la santé dans le Nord, étant donné que les programmes d'auto-prise en charge des maladies chroniques les plus courants et les plus efficaces[15,41] sont fondés sur un modèle de soutien par les pairs qui ne dépend pas de l'accès à des professionnels de la santé formés. En outre, bon nombre de programmes ont déjà été adaptés à de nombreuses cultures et dans diverses langues et ont été mis en œuvre avec succès[42-44].

Le Canada dispose de nombreuses stratégies axées sur une maladie dont l'un des thèmes est l'auto-prise en charge. Par exemple, les programmes de soutien à l'auto-prise en charge en Ontario sont principalement financés dans le cadre de la Stratégie ontarienne de lutte contre le diabète. La capacité d'intégrer les soins sur le plan programmatique est donc réduite, étant donné que les mesures du rendement sont alors souvent liées à une maladie plutôt qu'à une population. Même si les soins liés au diabète sont souvent considérés comme une première étape ou un modèle permettant d'aborder les mala-

dies chroniques, les approches d'auto-prise en charge du diabète demeurent étroitement associées à la prise en charge médicale propre à la maladie, notamment les connaissances sur le diabète et l'apprentissage des tâches médicales (p. ex. l'utilisation de l'insuline). De plus, comme les diabétiques forment la population visée par ce programme de soutien à l'auto-prise en charge, cela a généralement pour effet d'exclure les personnes atteintes d'autres maladies chroniques.

Il est essentiel de maintenir l'accent sur une approche plus générale (gestion de la fatigue, plan d'action pour un style de vie sain, etc.) qui aborde les trois dimensions de l'auto-prise en charge: la prise en charge médicale de la maladie par les patients, l'exercice des activités et des rôles habituels et la maîtrise des répercussions émotionnelles[15]. L'accent sur les facteurs de risque communs à l'ensemble des maladies chroniques est un principe fondamental de l'approche du modèle de soins aux malades chroniques[36]. Selon les recommandations de l'Organisation mondiale de la Santé, « une politique gouvernementale saine et explicite est indispensable pour assurer l'efficacité des mesures de prévention et de lutte contre les maladies chroniques. »[45, p.2]. Une stratégie générale qui adopte une perspective axée sur le parcours de vie et qui est coordonnée par les décideurs de l'ensemble des secteurs est recommandée[45].

L'Alberta et la Colombie-Britannique, les provinces dont les approches d'auto-prise en charge semblent les plus complètes, possèdent aussi les politiques et les stratégies les plus détaillées qui ne sont pas axées sur une maladie en particulier. Les soins de santé primaires et les soins primaires y occupent une place centrale. Le rôle du fournisseur de soins primaires peut être considéré comme essentiel au soutien de l'auto-prise en charge par le patient. La nature des soins primaires et la position qu'ils occupent au sein du système de santé en font une cible parfaite pour de telles interventions. Le secteur des soins primaires a non seulement accès à la plupart des patients atteints d'une maladie chronique, mais il s'attaque également à divers problèmes de santé et non une seule maladie. Les fournisseurs de soins primaires sont dans une position idéale pour jouer un rôle central dans la prévention et la prise en charge des maladies chroniques, étant donné que 95 % des Canadiens atteints d'une maladie chronique déclarent avoir un médecin de famille[46]. Les consultations en soins primaires offrent une occasion unique de surveiller la santé des patients et d'encourager l'auto-prise en charge[47-49], puisque la majorité des Canadiens perçoivent leur médecin de famille comme une source crédible de renseignements sur la santé et respectent ses conseils[50,51]. Comme ces provinces vont de l'avant avec des stratégies qui sont davantage ancrées dans le milieu des soins de santé primaires que dans les secteurs axés sur une maladie, il est important d'évaluer les répercussions des diverses politiques provinciales sur la portée du programme et son efficacité en général. Jusqu'à maintenant, peu de données publiées décrivent la portée globale des programmes de soutien à l'auto-prise en charge dans l'ensemble des provinces[52].

Il y a lieu de mener d'autres recherches visant à évaluer l'association entre la portée des politiques et des programmes et l'effet sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques.

Limites

Les résultats de cette étude sont limités par plusieurs facteurs, notamment un biais de participation et des questions liées au calendrier de l'étude. Nous nous sommes principalement fiés à la première liste de représentants des provinces et des territoires fournie par le CCS. Même si nous avons discuté avec des représentants de l'ensemble des provinces et des territoires et que nous avons assuré un suivi à des fins de vérification ou de clarification au besoin, le degré de connaissances des divers représentants variait, probablement en fonction de la durée de leur présence en poste et de leur connaissance générale du système gouvernemental. Ces aspects n'ont pas été expressément évalués.

De plus, une limite courante des analyses de politiques est lié au fait qu'une bonne partie du matériel a une durée de vie limitée et est lié aux programmes politiques et aux déclarations publiques. Ce matériel n'était donc pas nécessairement accessible au public au moment où nous avons effectué la recherche. Nous avons tenté d'atténuer cette limite en interviewant des experts du domaine ainsi qu'en effectuant une nouvelle analyse en ligne à la suite des entrevues, en juillet 2012.

Conclusion

Les données laissent penser que la participation des patients à l'auto-prise en charge de leur maladie chronique est importante et efficace. Même si la plupart des provinces et des territoires ont des politiques qui englobent des éléments de l'auto-prise en charge des maladies chroniques, ces politiques font souvent partie d'autres initiatives ou relèvent de documents de politiques axés sur des maladies ou des populations en particulier. Cette approche pourrait limiter la portée et l'effet potentiel de l'auto-prise en charge. L'élaboration de politiques dans lesquelles l'auto-prise en charge serait un élément clé d'une approche visant l'ensemble de la population pourrait améliorer les soins aux Canadiens atteints de maladies chroniques.

Remerciements

Ce rapport a été financé par le Conseil canadien de la santé dans le cadre de la rédaction d'un document technique portant sur l'auto-prise en charge des maladies chroniques. Les auteurs aimeraient remercier Mary Byrnes du Conseil canadien de la santé, qui a assuré la liaison avec les représentants des provinces et des territoires pour les entrevues, ainsi que la réviseure médicale en poste à Ottawa Joan Ramsay, qui a aidé à la rédaction de cet article.

Références

1. Secrétariat du Réseau intersectoriel de promotion des modes de vie sains; Groupe de travail F-P-T sur les modes de vie sains; Comité consultatif F-P-T sur la santé de la population et la sécurité de la santé (CCSPSS). La Stratégie pancanadienne intégrée en matière de modes de vie sains. Ottawa (Ont.): ministère de la Santé; 2005. PDF (232,44 Ko) téléchargeable à partir du lien: http://www.phac-aspc.gc.ca/hl-vs-strat/pdf/hls_f.pdf

2. Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada. Prévention intégrée des maladies chroniques – Ensemble en force : Un appel à l'action. Deuxième conférence nationale de l'Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada (APMCC), novembre 2006. Ottawa (Ont.) : Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada; 2007. PDF (26 Ko) téléchargeable à partir du lien: http://www.cdpac.ca/media.php?mid=309

3. Fortin M, Bravo G, Hudon C et collab. Relationship between multimorbidity and health-related quality of life of patients in primary care. Qual Life Res. 2006;15(1):83-91.

4. Fortin M, Bravo G, Hudon C, Lapointe L, Dubois MF, Almirall J. Psychological distress and multimorbidity in primary care. Ann Fam Med. 2006;4(5):417-22.

5. Fortin M, Soubhi H, Hudon C, Bayliss EA, van den Akker M. Multimorbidity's many challenges. BMJ. 2007;334(7602):1016-7.

6. Hansagi H, Olsson M, Sjoberg S, Tomson Y, Goransson S. Frequent use of the hospital emergency department is indicative of high use of other health care services. Ann Emerg Med. 2001;37(6):561-7.

7. Incalzi RA, Capparella O, Gemma A et collab. The interaction between age and comorbidity contributes to predicting the mortality of geriatric patients in the acute-care hospital. J Intern Med. 1997;242(4):291-8.

8. Librero J, Peiro S, Ordinana R. Chronic comorbidity and outcomes of hospital care: length of stay, mortality, and readmission at 30 and 365 Days. J Clin Epidemiol. 1999;52(3):171-9.

9. Poses RM, McClish DK, Smith WR, Bekes C, Scott WE. Prediction of survival of critically ill patients by admission comorbidity. J Clin Epidemiol. 1996;49(7):743-7.

10. Rochon PA, Katz JN, Morrow LA et collab. Comorbid illness is associated with survival and length of hospital stay in patients with chronic disability. A prospective comparison of three comorbidity indices. Med Care. 1996;34(11):1093-101.

11. Committee on Quality of Health Care in America. Crossing the quality chasm: a new health system for the 21st century. Washington (DC) : National Academies Press; 2001.

12. Anderson RM, Funnell MM, Butler PM, Arnold MS, Fitzgerald JT, Feste CC. Patient empowerment. Results of a randomized controlled trial. Diabetes Care. 1995;18(7):943-9.

13. Vickery DM, Kalmer H, Lowry D, Constantine M, Wright E, Loren W. Effect of a self-care education program on medical visits. JAMA. 1983;250(21):2952-6.

14. Bodenheimer T, Lorig K, Holman H, Grumbach K. Patient self-management of chronic disease in primary care. JAMA. 2002;288(19):2469-75.

15. Lorig KR, Holman HR. Self-management education: History, definitions, outcomes, and mechanisms. Annals of Behavioral Medicine. 2003;26(1):1.

16. McGowan P. The Chronic Disease Self-Management Program in British Columbia. In: Dorland J, McColl MA, editors. Emerging approaches to chronic disease management in primary health care: managing chronic disease in the twenty-first century. Kingston (Ont.) : Queen's University School of Policy; 2007. p. 79-90.

17. Newman S, Steed E, Mulligan K. Chronic physical illness: self-management and behavioural interventions. Maidenhead (UK) : Open University Press; 2009.

18. Pearson ML, Mattke S, Shaw R, Ridgely S, Wiseman SH. Patient self-management support programs: an evaluation [Internet]. Agency for Healthcare Research and Quality, US Department of Health and Human Services; 2007 [consultation le 5 novembre 2012]. Consultable en ligne à la page: http://www.ahrq.gov/qual/ptmgmt/index.html#contents

19. Wagner EH, Austin BT, Von Korff M. Organizing care for patients with chronic illness. Milbank Q. 1996;74(4):511-44.

20. Zwar N, Harris M, Griffiths R et collab. A systematic review of chronic disease management. Canberra (AU) : Australian Primary Health Care Research Institute; 2006.

21. Adams K, Greiner AC, Corrigan JM, editors. Report of a summit. The 1st annual crossing the quality chasm summit – A focus on communities. Washington (DC) : National Academies Press; 2004.

22. Johnston SE, Liddy CE, Ives SM. Self-management support: a new approach still anchored in an old model of health care. Can J Public Health. 2011;102(1):68-72.

23. Edwards P, Mawani A; Le Alder Group pour le Groupe de travail sur le vieillissement en santé et le mieux-être du Comité fédéral-provincial-territorial des hauts fonctionnaires responsables des aînés. Le vieillissement en santé au Canada : une nouvelle vision, un investissement vital – Document de discussion 3, Les moyens de concrétiser la vision [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [2013]. Consultable en ligne à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/seniors-aines/publications/public/healthy-sante/vision/vision-bref/chap03-fra.php

24. Agence de la santé publique du Canada. La Stratégie canadienne du diabète : historique, évolution et avenir [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [modifié le 18 février 2013; consultation le 23 avril 2013]. Consultable en ligne à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/diabetes-diabete/strategy_funding-strategie_finance-fra.php

25. Conseil canadien de la santé. Soutien à l'autogestion pour les Canadiens atteints de maladies chroniques : point de mire sur les soins de santé primaire. Toronto (Ont.) : Conseil canadien de la santé; 2012.

26. Liddy CE, Johnston S, Mill K, Shahidi J. Self-management support interventions: technical paper on the sustainability of self-management supports for people with chronic conditions and the availability of self-management support programs for people with multiple chronic conditions. Document non publié; [2011].

27. Broemeling AM, Watson DE, Prebtani F. Population patterns of chronic health conditions, co-morbidity and healthcare use in Canada: implications for policy and practice. Healthc Q. 2008;11(3):70-6.

28. Buse K, Mays N, Walt G. Making health policy. Maidenhead (UK) : Open University Press; 2005.

29. Partenariat canadien contre le cancer. Analyse environnementale des politiques et de la législation en matière de prévention du cancer de la peau : sommaire. Winnipeg (Man.) : Groupe d'action pour la prévention primaire; 2009.

30. Bergeron K. Ontario Heart Health Network: collaborative policy scan project – final report. Toronto (Ont.): Ontario Heart Health Network; 2010. PDF (4,81 Mo) téléchargeable à partir du lien: http://www.goforhealth.ca/Areas/Custom/ContentFiles/GFH%20Resources/Full_OHHN_PolicyScan%20march_2010.pdf

31. McGrath C, Myers J. Policies that Support Bridging, Bonding and Building Between Government and the Social Economy in Atlantic Canada: policy scan process report 2009. Halifax (N.-É.) : Social Economy and Sustainability Research Network; 2009.

32. Dixon-Woods M, Agarwal S, Jones D, Young B, Sutton A. Synthesising qualitative and quantitative evidence: a review of possible methods. J Health Serv Res Policy. 2005 Jan;10(1):45-53.

33. Alberta Health and Wellness. Vision 2020: The Future of Health Care in Alberta. Edmonton (AB) : Alberta Health and Wellness; 2008.

34. Government of British Columbia. Primary Health Care Charter: a collaborative approach. Victoria (BC) : British Columbia Ministry of Health;[2012]. PDF (708,49 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.health.gov.bc.ca/library/publications/year/2007/phc_charter.pdf

35. Barr VJ, Robinson S, Marin-Link B et collab. The expanded Chronic Care Model: an integration of concepts and strategies from population health promotion and the Chronic Care Model. Hosp Q. 2003;7(1):73-82.

36. Wagner EH, Austin BT, Davis C, Hindmarsh M, Schaefer J, Bonomi A. Improving chronic illness care: translating evidence into action. Health Affairs. 2001;20(6):64-78.

37. Lemmens KM, Nieboer AP, van Schayck CP, Asin JD, Huijsman R. A model to evaluate quality and effectiveness of disease management. Qual Saf Health Care. 2008 Dec;17(6):447-53.

38. Improving health together: a policy framework for chronic disease prevention and management in Newfoundland and Labrador. St. John's (NL) : Newfoundland and Labrador Department of Health and Community Services; [2011]. PDF (9,14 Mo) téléchargeable à partir du lien: http://www.health.gov.nl.ca/health/chronicdisease/Improving_Health_Together.pdf

39. Bruce SG, Riediger ND, Zacharias JM, Young TK. Obésité et affections liées à l'obésité dans une population des Premières nations du Canada. Maladies chroniques et blessures au Canada. 2010; 31(1):32-8.

40. Initiative sur le diabète chez les Autochtones. Le diabète dans les populations autochtones (Premières nations, Inuits et Métis) du Canada : les faits. Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2001.

41. Brady TJ, Murphy L, Beauchesne D et collab. Sorting through the evidence for the Arthritis Self-Management Program and the Chronic Disease Self-Management Program: executive summary of ASMP/CDSMP meta-analyses. Atlanta (GA) : Centers for Disease Control and Prevention; 2011. PDF (1,20 Mo) téléchargeable à partir du lien : www.cdc.gov/arthritis/docs/ASMP-executive-summary.pdf

42. Barceló A, Cafiero E, de Boer M et collab. Veracruz Project for the improvement of diabetes care (VIDA) – final report. Washington (DC) : Pan American Health Organization; 2010.

43. Griffiths C, Motlib J, Azad A et collab. Randomised controlled trial of a lay-led self-management programme for Bangladeshi patients with chronic disease. Br J Gen Pract. 2005;55(520):831-7.

44. Fu D, Fu H, McGowan P et collab. Implementation and quantitative evaluation of chronic disease self-management programme in Shanghai, China: randomized controlled trial. Bull World Health Organ. 2003;81(3):174-82.

45. Organisation mondiale de la Santé. Note d'orientation – Prévention des maladies chroniques : conception et mise en œuvre de politiques efficaces. Genève (CH) : Organisation mondiale de la Santé; [s. d., consulté le 30 mai 2013]. PDF (473,72 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.who.int/chp/advocacy/policy.brief_FR_web.pdf

46. Glazier RH, Moineddin R, Agha M et collab. The impact of not having a primary care physician among people with chronic conditions. ICES Investigative Report Toronto (Ont.) : Institute for Clinical Evaluative Sciences; 2008.

47. Chan BT. The declining comprehensiveness of primary care. CMAJ. 2002;166(4):429-34.

48. Cifuentes M, Fernald DH, Green LA et collab. Prescription for health: changing primary care practice to foster healthy behaviors. Ann Fam Med. 2005;3 Suppl 2: S4-11.

49. Hensrud DD. Clinical preventive medicine in primary care: background and practice: Rationale and current preventive practices. Mayo Clin Proc. 2000;75(2):165-72.

50. Folsom AR, Grimm RH Jr. Stop smoking advice by physicians: a feasible approach? Am J Public Health. 1987;77(7):849-50.

51. Green LA, Fryer GE Jr., Yawn BP, Lanier D, Dovey SM. The ecology of medical care revisited. N Engl J Med. 2001;344(26): 2021-5.

52. Johnston S, Liddy C, Mill K, Irving H. Building the evidence base for chronic disease self-management support interventions across Canada. Can J Public Health. 2012;103(6):e462-67.

Le cancer au Canada : Série de fiches d'information n° 1

Le cancer de la thyroïde au Canada

A. Shaw, M. Sc.; R. Semenciw, M. Sc.; L. Mery, M. Sc.

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

- Au Canada, l'incidence du cancer de la thyroïde croît plus rapidement que celle de tout autre cancer, mais le taux de mortalité est demeuré faible et stable.
- Au cours des dix dernières années, le nombre de cas de cancer de la thyroïde a augmenté de 144 %, passant de 1 709 à 4 172 cas par an.
- Le cancer de la thyroïde est trois fois plus fréquent chez la femme que chez l'homme.
- Quarante pour cent des cancers de la thyroïde ont été diagnostiqués chez les moins de 45 ans.
- Une partie de cette hausse apparente de l'incidence s'expliquerait par des techniques de diagnostic plus efficaces et plus largement accessibles.

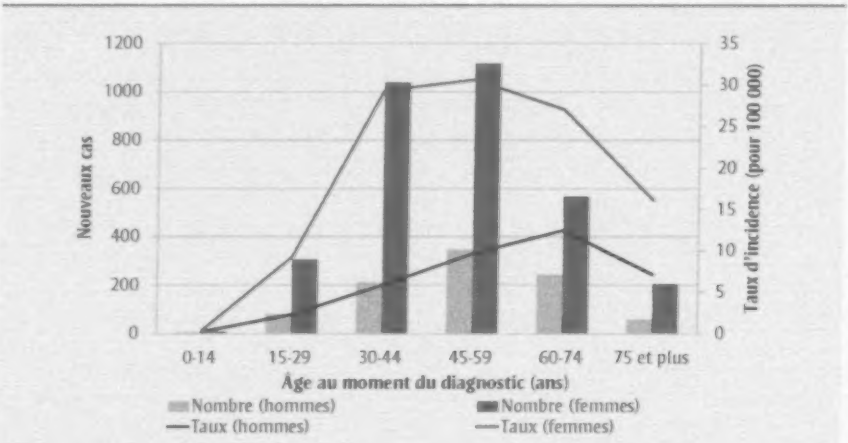
Le cancer de la thyroïde est un cancer qui se forme dans la glande thyroïde (un organe situé à la base de la gorge qui produit des hormones permettant de contrôler la fréquence cardiaque, la pression artérielle, la température corporelle et le poids)*. Quoique le cancer de la thyroïde soit relativement rare, il s'agit de l'affection endocrinienne maligne la plus courante dans le monde[1] et à la dixième place en importance pour les cancers au Canada[2].

En 2007, plus de 4 000 Canadiens, soit presque 12 pour 100 000 habitants, ont reçu un diagnostic de cancer de la thyroïde, ce qui représente environ 2,5 % de l'ensemble des tumeurs malignes†. Contrairement à la plupart des cancers, le cancer de la thyroïde est trois fois plus fréquent chez la femme que chez l'homme, et il est généralement diagnostiqué à un âge assez jeune[2,3] (figure 1). Près de 40 % des cancers de la thyroïde sont diagnostiqués avant l'âge de 45 ans, et les trois quarts avant l'âge de 60 ans. Le cancer de la thyroïde occupe le deuxième rang chez les Canadiens de 15 à 44 ans (figure 2), et c'est le diagnostic de cancer le plus courant chez ceux âgés de 15 à 29 ans (figure 3). La grande majorité des cancers de la thyroïde sont des carcinomes papillaires (86 %), les autres étant les carcinomes folliculaires (6 %), médullaires (2 %), anaplasiques (1 %) et autres/inconnus (5 %).

Tendances de l'incidence et de la mortalité

Au Canada, le taux d'incidence du cancer de la thyroïde croît plus rapidement que celui de tout autre cancer[2,4,5]. Entre 1992 et 2007, le taux d'incidence normalisé selon l'âge (TINA) a augmenté de 5,7 % par an chez les hommes, passant de 2,0 à 5,2 pour 100 000, et de 7,3 % par année chez les femmes, passant de 6,8 à 17,9 pour 100 000 (figure 4). La plus forte hausse, 8,2 % par année, a été observée

FIGURE 1
Nouveaux cas de cancer de la thyroïde et taux d'incidence, selon l'âge et le sexe, Canada, 2007



Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada[23]; estimations de la population canadienne fournies par Statistique Canada[24].

* Pour de plus amples renseignements sur la biologie et le traitement clinique du cancer de la thyroïde, consulter le site de la Société canadienne du cancer (www.cancer.ca).

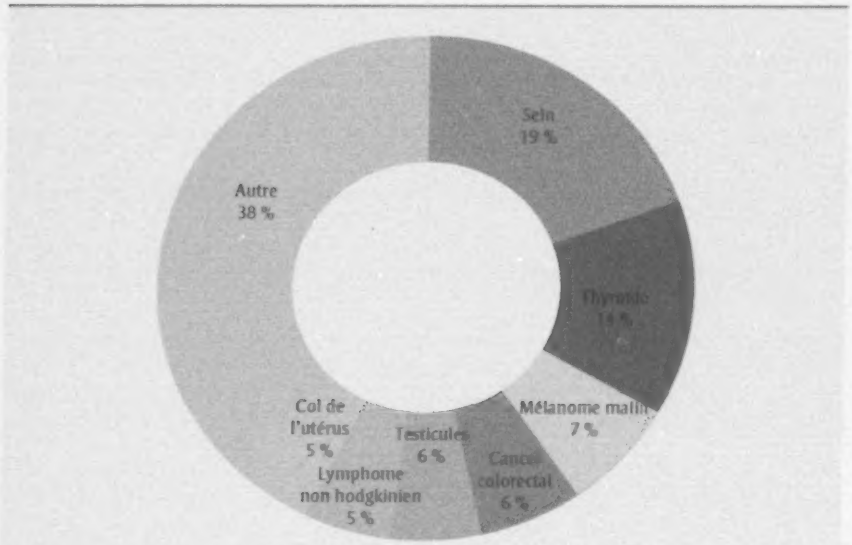
† Les définitions de données et les méthodes statistiques utilisées dans la présente analyse figurent dans le rapport annuel *Statistiques canadiennes sur le cancer*[2].

Rattachement des auteurs :

Division de la surveillance et du contrôle des maladies chroniques, Centre de prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada

Correspondance : Amanda Shaw, Division de la surveillance et du contrôle des maladies chroniques, Centre de prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-941-6464; téléc. : 613-941-2057; courriel : amanda.shaw@phac-aspc.gc.ca

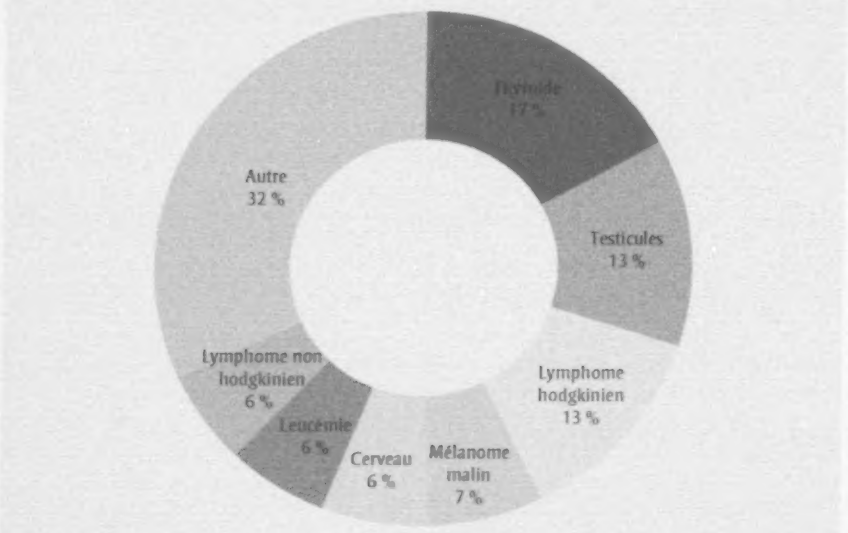
FIGURE 2
Répartition des nouveaux cas de cancer par type, groupe d'âge des 15 à 44 ans, Canada, 2007 (N = 11 746)



Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada[23].

chez les femmes de 30 à 59 ans. L'augmentation du nombre de cas de cancer de la thyroïde a été particulièrement rapide au cours des dix dernières années : le nombre de nouveaux cas diagnostiqués au Canada est passé de 1 709 en 1998 à 4 172 en 2007, soit une hausse de 144 %. Des augmentations similaires ont été constatées en Europe, en Amérique du Nord, en Amérique du Sud, en Océanie et dans certaines régions d'Asie[1,3,6-8]. Toutefois, les taux d'incidence varient considérablement entre les continents et à l'intérieur de ceux-ci, et ils ne sont pas systématiquement plus élevés ou plus faibles dans une région du monde en particulier, sauf en Afrique où ils sont généralement faibles.

FIGURE 3
Répartition des nouveaux cas de cancer par type, groupe d'âge des 15 à 29 ans, Canada, 2007 (N = 2 265)



Source : Base de données du Registre canadien du cancer à Statistique Canada[23].

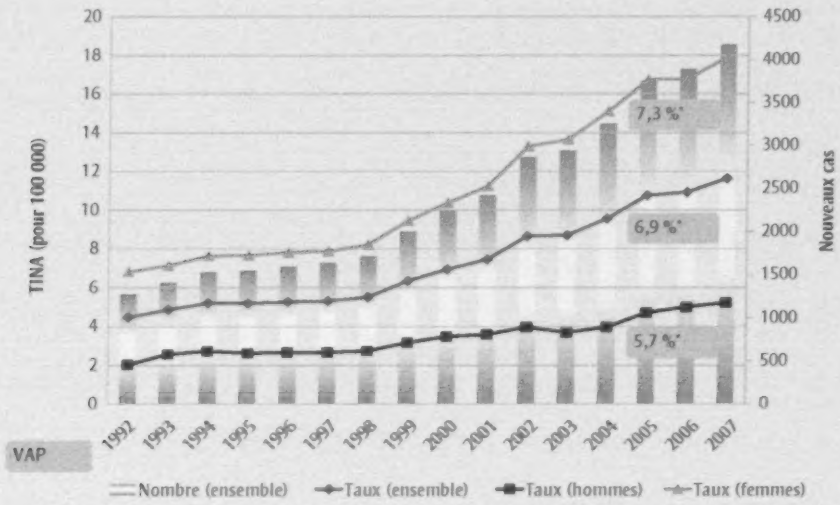
Le TINA du cancer de la thyroïde a connu une hausse dans toutes les provinces et dans tous les territoires du Canada depuis 16 ans, mais avec des variations dans les proportions et les taux (figure 5). En 2007, le plus élevé a été enregistré en Ontario, la province la plus peuplée, avec 15,2 pour 100 000, et les plus faibles en Saskatchewan (5,2), en Colombie-Britannique (5,8) et au Manitoba (8,5), les quatre étant significativement différents ($p < 0,05$) du TINA moyen canadien de 11,6 pour 100 000.

Contrairement à l'incidence, la mortalité par cancer de la thyroïde est demeurée exceptionnellement faible et stable. Entre 1992 et 2007, on a enregistré en moyenne 142 décès dus au cancer de la thyroïde par an au Canada, et le taux de mortalité normalisé selon l'âge (TMNA) a diminué, en moyenne, de moins de 1 % par an, passant de 0,5 pour 100 000 en 1992 à 0,4 pour 100 000 en 2007 (figure 6). Ce taux faible et stable de mortalité par cancer de la thyroïde au Canada concorde avec les taux observés aux États-Unis, en Europe, en Océanie et en Asie[1,3]. Ainsi, le cancer de la thyroïde présente le taux de survie relative à cinq ans le plus élevé de tous les cancers au Canada, soit 97 % pour 2001-2003[9].

Facteurs de risque

Le rayonnement ionisant résultant soit de la radiothérapie, soit d'un accident nucléaire ou de retombées radioactives est le facteur de risque le mieux établi du cancer de la thyroïde[10]. Toutefois, à l'échelle de la population, cela représente très peu de cas. Le risque d'être atteint d'un cancer de la thyroïde est également plus élevé chez les personnes présentant des affections bénignes de la thyroïde, comme un goitre et des nodules thyroïdiens, et chez celles ayant des antécédents familiaux de cancer de la thyroïde ou de certaines maladies génétiques[10]. Des facteurs liés à l'appareil

FIGURE 4
Nouveaux cas de cancer de la thyroïde, taux d'incidence normalisés selon l'âge et variation annuelle en pourcentage, Canada, 1992 à 2007



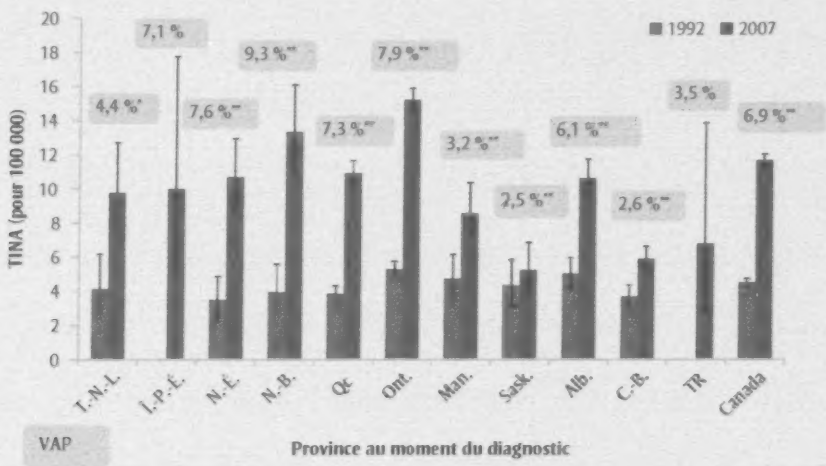
Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada[73].

Abréviations : TINA, taux d'incidence normalisé selon l'âge; VAP, variation annuelle en pourcentage.

Remarque : Les taux sont normalisés selon l'âge d'après les estimations de la population canadienne de 1991 fournies par Statistique Canada.

*$p < 0,01$

FIGURE 5
Taux d'incidence du cancer de la thyroïde normalisés selon l'âge, intervalles de confiance à 95 % et variation annuelle en pourcentage, par province, 1992 et 2007, Canada



Source : Base de données du Registre canadien du cancer de Statistique Canada[73].

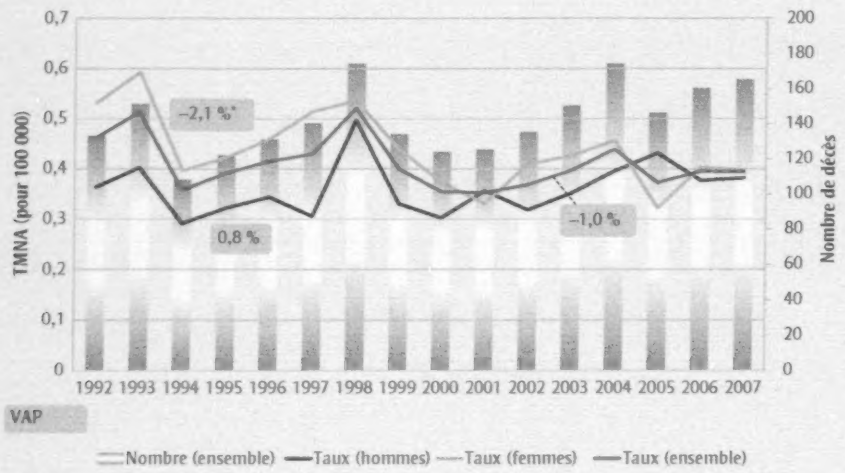
Abréviations : Alb., Alberta; C.-B., Colombie-Britannique; Î.-P.-É., Île-du-Prince-Édouard; Man., Manitoba; N.-B., Nouveau-Brunswick; N.-É., Nouvelle-Écosse; Ont., Ontario; Qc, Québec; Sask., Saskatchewan; TINA, taux d'incidence normalisé selon l'âge; T.-N.-L., Terre-Neuve-et-Labrador; TR, territoires, c'est-à-dire Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut; VAP, variation annuelle en pourcentage.

Remarques : Les taux sont normalisés selon l'âge d'après les estimations de la population canadienne de 1991 fournies par Statistique Canada. Les TINA pour l'Î.-P.-É. et les TR ont été supprimés pour l'année 1992 en raison de faibles valeurs. Les intervalles de confiance à 95 % sont calculés à l'aide des estimations de la variance par la méthode d'auto-amorçage (*bootstrap*).

*$p < 0,05$

**$p < 0,01$

FIGURE 6
Décès par cancer de la thyroïde, taux de mortalité normalisés selon l'âge et variation annuelle en pourcentage, 1992 à 2007, Canada



Source : Base canadienne de données sur l'état civil-Décès de Statistique Canada[25].

Abréviations : TMNA, Taux de mortalité normalisé selon l'âge; VAP, variation annuelle en pourcentage.

Remarque : Les taux sont normalisés selon l'âge d'après les estimations de la population canadienne de 1991 fournies par Statistique Canada.

*$p < 0,05$

reproducteur de la femme, à l'indice de masse corporelle et à la consommation d'iode présenteraient un certain lien avec le cancer de la thyroïde, mais les résultats obtenus sont inconsistants[11-13]. L'association entre le risque de cancer de la thyroïde et l'exposition à des perturbateurs endocriniens n'est pas concluante, mais les recherches sont restreintes[14-17].

Une partie de la hausse de l'incidence du cancer de la thyroïde s'expliquerait par une meilleure détection attribuable à des techniques de diagnostic plus efficaces et plus largement accessibles (principalement l'échographie et l'aspiration à l'aiguille fine)[4,6]. Plusieurs études ont montré que cette augmentation concernait surtout de petites tumeurs asymptomatiques, dont l'importance sur le plan clinique pourrait être négligeable[4,6,7,18], ce que confirme le fait que la mortalité par cancer de la thyroïde est restée faible et stable. Toutefois, d'autres études ont noté une augmentation des taux pour toutes les tailles de tumeurs et tous les sexes et groupes raciaux/ethniques, ce qui semble indiquer une hausse réelle de l'incidence[19-22]. De plus, les taux n'ont pas plafonné, ce à quoi on aurait pu s'attendre après que les techniques de diagnostic nouvelles ou améliorées aient relevé les cas prévalents dans la population.

Résumé

L'incidence du cancer de la thyroïde croît plus rapidement que celle de tout autre cancer au Canada. Le nombre de Canadiens ayant reçu un diagnostic de ce type de cancer a plus que doublé depuis dix ans, en particulier chez les jeunes femmes et les femmes d'âge moyen. Une partie de cette hausse serait attribuable à une meilleure détection des petites tumeurs indolentes, ce qui a permis le traitement de cas auparavant non traités ou non diagnostiqués. D'autres facteurs de risque potentiels, ou une combinaison de facteurs, pourraient également être associés à cette hausse des taux. Des recherches plus poussées sont nécessaires pour déterminer les causes de ce cancer en croissance rapide.

Références

1. Curado MP, Edwards B, Shin HR et al. (dir). Cancer Incidence in Five Continents, Vol IX. Lyon (FR): IARC Scientific Publications 160; 2007.

2. Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2012. Toronto (Ont.) : Société canadienne du cancer; 2012.

3. Kilfoy BA, Zheng T, Holford TR et al. International patterns and trends in thyroid cancer incidence, 1973-2002. Cancer Causes Control. 2009;20:525-31.

4. Kent WD, Hall SF, Isotalo PA, Houlden RL, George RL, Groome PA. Increased incidence of differentiated thyroid carcinoma and detection of subclinical disease. CMAJ. 2007;177(11): 1357-61.

5. Liu S, Semenciw R, Ugnat AM, Mao Y. Increasing thyroid cancer incidence in Canada, 1970-1996: time trends and age-period-cohort effects. Br J Cancer. 2001; 85(9):1335-9.

6. Davis L, Welch HG. Increasing incidence of thyroid cancer in the United States, 1973-2002. JAMA. 2006;295(18):2164-7.

7. Colonna M, Grosclaude P, Remontet L et al. Incidence of thyroid cancer in adults recorded by French cancer registries (1978-1997). Eur J Cancer. 2002;38:1762-8.

8. Montanaro F, Pury P, Bordoni A, Lutz JM. Unexpected additional increase in the incidence of thyroid cancer among a recent birth cohort in Switzerland. Eur J Cancer Prev. 2006;15:178-86.

9. Statistique Canada. Statistiques sur la survie au cancer. Tableaux statistiques. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [modifié le 12 décembre 2012; consultation le 3 octobre 2012]. [Statistique Canada, nº 82-226-XWF au catalogue]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-226-x/2012001/tablesectlist-listetableauxsect-fra.htm

10. Ron E, Schneider A. Thyroid cancer. Dans : Schottenfeld D, Fraumeni JF (dir.). Cancer epidemiology and prevention. New York : Oxford University Press; 2006. p. 975-994.

11. Peterson E, De P, Nuttal R. BMI, diet and female reproductive factors as risks for thyroid cancer: a systematic review. Plos One. 2012;7(1):e29177.

12. Cléro É, Doyon F, Chungue V et al. Dietary iodine and thyroid cancer risk in French Polynesia: a case-control study. Thyroid. 2012;22(4):422-9.

13. Navarro Silvera SA, Miller AB, Rohan TE. Risk factors for thyroid cancer: a prospective cohort study. Int J Cancer. 2005;116:433-8.

14. Boas M, Main KM, Feldt-Rasmussen U. Environmental chemicals and thyroid function: an update. Curr Opin Endrocrinol Diabetes Obes. 2009;16:385-91.

15. Kohrle J. Environmental and endocrinology: the case for thyroidology. Ann Endocrinol. 2008;69:116-22.

16. Zhang Y, Guo G, Han X et al. Do polybrominated diphenyl ethers (PBDEs) increase the risk of thyroid cancer? Biosci Hypothesis. 2008;1:195-9.

17. Zhu C, Zheng T, Kilfoy BA et al. A birth cohort analysis of the incidence of papillary thyroid cancer in the United States, 1973-2004. Thyroid. 2009;19(10):1061-6.

18. Cramer JD, Fu P, Harth KC, Margevicius S, Wilhelm SM. Analysis of the rising incidence of thyroid cancer using the Surveillance, Epidemiology and End Results national cancer data registry. Surgery. 2010;148:1147-53.

19. Simard EP, Ward EM, Siegel R, Jemal A. Cancers with increasing incidence trends in the United States: 1999 through 2008. CA Cancer J Clin. 2012;62:118-28.

20. Chen AY, Jemal A, Ward EM. Increasing incidence of differentiated thyroid cancer in the United States, 1988-2005. Cancer. 2009;115:3801-7.

21. Aschebrook-Kilfoy B, Ward MH, Sabra MM, Devesa SS. Thyroid cancer incidence patterns in the United States by histologic type, 1992-2006. Thyroid. 2011;21:125-34.

22. Enewold L, Zhu K, Ron E et al. Rising thyroid cancer incidence in the United States by demographic and tumor characteristics, 1980-2005. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev. 2009;18:784-91.

23. Statistique Canada. Incidence du cancer au Canada, 2007 et 2008 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 [consultation le 21 mai 2013]. [Statistique Canada, nº 82-231-XWF au catalogue]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-231-x/82-231-x2009001-fra.htm.

24. Statistique Canada. Estimations démographiques annuelles : Canada, provinces et territoires [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2012 [consultation le 21 mai 2013]. [Statistique Canada, nº 91-215-XWF au catalogue]. Consultable en ligne à la page : http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=91-215-X&lang=fra

25. Statistique Canada. Causes de décès, 2009 [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2012 [consultation le 21 mai 2013]. [Statistique Canada, nº 84-208-XIF au catalogue]. Consultable en ligne à la page : http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=84-208-XIF&lang=fra

Compte rendu d'ouvrage

Community-based prevention: reducing the risk of cancer and chronic disease

D. P. Rao, M. Sc.

Auteurs : David McLean, Dan Williams, Sonia Lamont, Hans Krueger
Éditeur : University of Toronto Press
Date de publication : 1er avril 2013
Nombre de pages : 232 p.
Format : livre à couverture rigide
ISBN (2013) : 978-1442645301
ISBN (2010) : 144264530X

Les répercussions croissantes du cancer et des maladies chroniques sur la morbidité et la mortalité affectent la qualité de vie, et leur incidence sur les dépenses liées aux soins de santé met en évidence la nécessité de créer des solutions à long terme et durables. Dans l'ouvrage *Community-based prevention: reducing the risk of cancer and chronic disease*, les auteurs examinent dans quelle mesure les programmes de promotion de la santé peuvent apporter des améliorations sur le plan de la santé au niveau de la personne comme de la population. En utilisant comme référence le programme dirigé par des éducateurs en prévention communautaire (EPC) offert par la British Columbia Cancer Agency (BCCA), les auteurs analysent et comparent six programmes utilisant l'engagement communautaire, le leadership professionnel, le déploiement régional et un calendrier d'ensemble pour la prévention.

Dans la partie A de l'ouvrage, et afin de convaincre les planificateurs de politiques en matière de santé publique d'envisager l'adoption d'une stratégie de prévention similaire à celle du programme dirigé par des EPC, les auteurs soulignent la nécessité d'effectuer des investissements en amont dans le contexte des exigences actuelles relatives à la prise en charge des maladies chroniques. Ils expliquent ensuite les concepts qui ont orienté l'élaboration et la mise en œuvre du programme dirigé par des EPC offert par la BCCA. Après un examen de la vision et des objectifs du programme, de sa structure organisationnelle, de ses principaux rôles et responsabilités ainsi que de son approche à l'égard de la prévention secondaire et de certaines populations spécifiques, les auteurs expliquent comment il favorise la création de milieux susceptibles d'aider les personnes et les populations à faire des choix de vie sains. Bien que ce programme ait été conçu dans le but de prévenir le cancer, les auteurs soulignent que les activités prévues de prévention du cancer sont similaires à celles qui doivent être menées de façon plus élargie pour lutter contre les maladies chroniques, et ce, en raison de l'existence des mêmes facteurs de risque modifiables.

Dans la partie B de leur ouvrage, et afin de déterminer quelles composantes du programme offert par la BCCA ont contribué à son succès et afin d'obtenir un aperçu des résultats ayant permis d'obtenir des modèles similaires à l'échelle mondiale, les auteurs présentent des études de cas. Ils ont analysé six programmes relevant de cinq administrations – deux pays européens, deux États américains et une province canadienne – en commençant par le projet finlandais North Karelia, qui était avant-gardiste au moment de sa mise en œuvre dans les années 1970. La pauvreté, les problèmes sociaux et politiques et une mauvaise alimentation avaient contribué au fait que la région présentait l'un des taux de mortalité par coronaropathie les plus élevés au monde. Ce projet a permis d'améliorer considérablement la situation, et les planificateurs du domaine de la santé le considèrent depuis comme un exemple de premier plan.

Les auteurs décrivent ensuite dans leur ouvrage un autre programme dirigé par des EPC, celui des agents de promotion de la santé de l'organisme Action Cancer en Irlande du Nord. Non seulement cette oeuvre de bienfaisance privée offre des initiatives en matière de détection précoce et des services mobiles de dépistage, mais elle peut promouvoir certaines de ces initiatives et recueillir des fonds pour les financer, ce que les organismes publics ne peuvent pas toujours faire.

Le programme Health Education through Extension Leadership (HEEL) offert au Kentucky et le Kentucky Cancer Program ont tous deux profité d'une étroite collaboration avec l'Université du Kentucky.

Rattachement de l'auteur :
Institut de recherche sur la santé des populations, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Les auteurs font remarquer que cela a permis aux chercheurs et aux travailleurs communautaires une communication bidirectionnelle à propos de la mise à jour des connaissances et des interventions fondées sur des données probantes. Le fait que le programme HEEL reconnaisse le rôle joué par les déterminants sociaux de la santé et par une prise en charge collective durable dans la promotion de la santé met en évidence les fondements socioécologiques de nombreux programmes de promotion de la santé ainsi que l'importance de l'application de la théorie de la diffusion et de l'innovation dans l'atteinte de résultats positifs. De façon similaire, le Community Health Ambassador Program (CHAP) offert en Caroline du Nord, qui a été élaboré dans le but d'éliminer les disparités en matière de santé, vise à agir sur les déterminants sociaux de la santé. En mandatant des dirigeants communautaires comme ambassadeurs de la santé, les responsables du programme sont en mesure de transmettre leur message grâce à l'établissement de relations de confiance avec la communauté. Enfin, les auteurs analysent le travail effectué par les coordonnateurs de la promotion de la santé dans le cadre de l'initiative de prévention des maladies chroniques offerte au Manitoba. Compte tenu des obstacles géopolitiques à franchir dans cette province, ce projet témoigne de la valeur du travail d'équipe effectué par les autorités régionales de la santé et les communautés afin, notamment, d'offrir aux communautés des Premières Nations des mesures de soutien et de prévention des facteurs de risque adaptées à l'échelle locale.

Dans les parties A et B de l'ouvrage, les auteurs maintiennent l'attention du lecteur fixée sur le message de promotion de la santé et sur ses modalités d'application dans divers contextes. La partie B est ainsi principalement axée sur les parallèles et les contrastes de chaque étude de cas par rapport au programme offert par la BCCA, et souligne toutes les leçons qui peuvent en être tirées. La partie C de l'ouvrage fournit davantage de détails sur ces leçons et encourage le lecteur à se pencher sur la valeur de chacune. Cette section comporte aussi un résumé de diverses leçons à tirer et constitue une ressource précieuse pour les planificateurs du domaine de la santé souhaitant jouer un rôle clé dans la conception de leurs activités de promotion de la santé. Sont entre autres abordés de façon convaincante l'importance des connaissances et des contacts locaux, le nombre d'intervenants par habitant, l'extensibilité, les efforts de prévention primaire et secondaire et l'affiliation aux universités.

Cet ouvrage pourrait toucher un public beaucoup plus large que celui des planificateurs du domaine de la santé publique auquel les auteurs font référence. Le message qu'il véhicule est pertinent pour les praticiens de la santé publique, les médecins de première ligne, les experts en matière de politiques, les travailleurs sociaux et bien d'autres personnes. Cet ouvrage étaye de nombreuses leçons apprises en santé de la population et en renforce les fondements scientifiques dans un format attractif. Il explique par exemple très clairement dans quelle mesure la théorie et les cadres conceptuels contribuent à organiser la réflexion au sujet des programmes afin de développer ces derniers de manière plus systématique. À l'autre extrémité de son cycle, un programme doit être évalué et diffusé, deux éléments qui sont aussi abordés en profondeur. Les auteurs recommandent l'évaluation continue ainsi que la collecte de données qualitatives et quantitatives à propos de la prestation des programmes comme de l'évaluation de leurs résultats. Ils abordent aussi de façon très détaillée l'utilité de l'évaluation dans l'appréciation de l'efficacité, et l'analyse des effets confusionnels possibles des tendances séculaires.

L'ouvrage *Community-based prevention: reducing the risk of cancer and chronic disease* fournit des arguments convaincants en faveur des programmes dirigés par des EPC et permet au lecteur de tirer profit de diverses expériences et d'appliquer celles-ci à sa propre planification. Même si les auteurs présentent d'autres voies susceptibles d'être suivies par les planificateurs, ils soulignent surtout les avantages de leur approche, en expliquant à quel point la latence des maladies et l'apparition lente des maladies chroniques font des programmes dirigés par des EPC des investissements à long terme susceptibles de permettre aux budgets souvent modestes alloués à la promotion de la santé d'atteindre des résultats considérables.

MCBC : Information pour les auteurs

Notre revue

Mandat de *MCBC*

Maladies chroniques et blessures au Canada (*MCBC*) est une revue scientifique trimestrielle qui traite de la prévention des maladies non transmissibles et des blessures au Canada ainsi que de la lutte contre celles-ci. Ses articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs. Le contenu des articles peut couvrir des projets de recherche en épidémiologie, en équité en santé, en santé publique ou communautaire, en biostatistique, en sciences du comportement, en services de santé et en économie de la santé. *MCBC* favorise la communication sur les maladies chroniques et les blessures entre professionnels de la santé publique, épidémiologistes et chercheurs, planificateurs de politiques de la santé et éducateurs en santé. Les articles sont choisis en fonction de leur qualité scientifique, de leur pertinence en santé publique, de leur clarté, de leur concision et de l'exactitude technique. Même si *MCBC* est une publication de l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC), les contributions de membres ne travaillant pas pour le gouvernement fédéral sont les bienvenues.

Pourquoi publier des articles dans *MCBC*?

Étant donné que la revue est en libre accès et qu'elle est totalement bilingue, elle est consultée par des lecteurs des États-Unis, d'Europe et d'Afrique francophone. *MCBC* jouit d'une forte présence en ligne parce qu'elle est répertoriée, entre autres, par Index Medicus/MEDLINE (Pubmed), Journal Citation Reports/Science Edition (Thomson Reuters), Elsevier, CAB Abstracts/Global Health, SciVerse Scopus, la Bibliothèque virtuelle canadienne de la santé, SciSearch, EBSCO, ProQuest et MediaFinder. La revue est une plateforme importante d'échange de connaissances au sein de la communauté de la santé publique au Canada.

Types d'articles

Article de fond évalué par des pairs:

Article de recherche quantitative : Article dont le corps du texte compte un maximum de 3 500 mots en anglais, (4 400 mots en français) (excluant le résumé, les tableaux, les figures et les références), présenté sous forme de recherche originale, de rapports de surveillance, d'examens systématiques (notamment des méta-analyses) ou d'articles méthodologiques. Un résumé structuré de 250 mots maximum en anglais (345 mots en français) doit être inclus.

Article de recherche qualitative : Article dont le corps du texte compte un maximum de 5 000 mots en anglais (6 500 mots en français) (excluant le résumé, les tableaux, les figures et les références). Un résumé structuré de 250 mots maximum en anglais (345 mots en français) doit être inclus. *MCBC* suit les lignes directrices de *Social Science and Medicine* concernant les articles de recherche qualitative : http://www.elsevier.com/wps/find/journaldescription.cws_home/315/authorinstructions.

Rapport d'étape : Description de programmes nationaux, d'études ou de systèmes d'information qui portent sur la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots en anglais ou de 3 900 mots en français). Un rapport d'étape peut faire l'objet d'une évaluation par les pairs, et le rédacteur en chef peut exiger la présentation d'un résumé.

Forum pancanadien : Conçu pour que les auteurs puissent présenter ou échanger de l'information ou discuter sur des données de surveillance régionale ou nationale, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à des politiques en santé publique (maximum de 3 000 mots en anglais ou de 3 900 mots en français). Les documents peuvent faire l'objet d'une évaluation par les pairs, et le rédacteur en chef peut exiger la présentation d'un résumé.

Rapport d'atelier ou de conférence : Compte rendu d'événements importants concernant la santé publique nationale tenus récemment (maximum de 1 200 mots en anglais ou de 1 560 mots en français). Résumé non requis.

Note de synthèse : Maximum de 1 000 mots en anglais (1 300 mots en français). La note de synthèse permet aux auteurs de littérature grise de voir leurs résultats pertinents apparaître dans PubMed en tant que « nouvelles » ("News"). Résumé non requis.

Compte rendu de livre ou de logiciel : Les comptes rendus sont habituellement proposés par les rédacteurs (maximum de 800 mots en anglais ou 1 000 mots en français), mais les offres de compte rendu sont les bienvenues. Résumé non requis.

Lettre au rédacteur en chef : Les commentaires sur des articles récemment publiés dans *MCBC* sont pris en considération pour publication (maximum de 500 mots en anglais ou de 630 mots en français). Les commentaires doivent être reçus au plus tard un mois après la date de publication de l'article en question pour être pris en considération. Résumé non requis.

Soumettre un manuscrit à *MCBC*

Veuillez soumettre votre manuscrit au rédacteur en chef de *MCBC*, à cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca.

Étant donné que *MCBC* se conforme en général aux exigences « Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals » approuvées par l'International Committee of Medical Journal Editors, les auteurs devraient consulter ce document (sauf pour les illustrations) pour préparer leur manuscrit à *MCBC* (voir www.icmje.org). Pour obtenir une feuille de style plus détaillée utilisée par *MCBC*, veuillez communiquer avec la gestionnaire de la rédaction, à cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca.

Si un ou plusieurs auteurs sont internes, c'est-à-dire qu'ils travaillent pour Santé Canada, l'ASPC, les Instituts de recherche en santé du Canada, le Conseil de contrôle des renseignements relatifs aux matières dangereuses, le Conseil d'examen du prix des médicaments brevetés ou l'Agence canadienne de contrôle de la procréation assistée, l'approbation du gestionnaire de programme et du directeur est requise.

Liste de vérification pour la présentation d'un manuscrit

Lettre d'accompagnement et conditions de paternité de l'œuvre : Le document doit être signé par tous les auteurs, lesquels affirment avoir lu et approuvé le manuscrit final. Les auteurs doivent confirmer que le matériel n'a pas été publié ailleurs en partie ou en totalité et que l'article n'est pas en cours d'évaluation pour publication ailleurs. Les auteurs doivent confirmer qu'ils remplissent les conditions de paternité de l'œuvre suivantes : participation à la conception et à la conceptualisation de l'étude, **et/ou** à l'analyse ou à l'interprétation des données **et/ou** à la rédaction de l'article. Les auteurs doivent signaler tout conflit d'intérêts le cas échéant.

Veuillez envoyer une copie de la lettre signée par télécopieur (613-941-2057) ou par courriel (cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca).

Première page titre : Titre concis; nom au complet, affiliations institutionnelles et diplôme le plus élevé de chaque auteur; nom, adresse postale, courriel, numéro de téléphone et numéro de télécopieur des auteurs-ressource (pour la correspondance); décompte de mots du résumé et du corps du texte (pris séparément); numéros des tableaux et des figures.

Deuxième page titre : Titre seulement; démarrer la numérotation des pages à partir de celle-ci, soit la page 1.

Résumé : Texte structuré (introduction, méthodologie, résultats, conclusion) s'il y a lieu; inclure de 3 à 8 mots clés (préférablement à partir des termes Medical Subject Headings [MeSH] d'Index Medicus).

Texte : En format Microsoft Word, à double interligne, marges d'un pouce (25 mm), police de caractères de taille 12. Dans le cas d'articles de recherche faisant l'objet d'une évaluation par les pairs, il faut adopter la structure suivante (sections) : Introduction, Méthodologie, Résultats, Analyse/Discussion et Conclusion. La section « Analyse/Discussion » devrait comporter une sous-section « Forces et limites ». Pour la conclusion, il faut éviter les énoncés ne correspondant pas aux résultats de l'étude.

Remerciements : Inclure l'aide matérielle et financière; si une personne est remerciée, les auteurs doivent indiquer dans la lettre d'accompagnement qu'ils ont obtenu la permission de cette dernière par écrit.

Références : Respecter le style Vancouver (des exemples se trouvent à : http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK7256/ pour l'anglais; pour le français, utiliser notre feuille de style détaillée ou un numéro récemment paru); nommer jusqu'à six auteurs par référence (trois premiers auteurs, puis « et collab. » s'il y en a plus de six). La numérotation doit figurer en exposant, dans l'ordre suivi dans le texte, les tableaux et les figures. Prière de ne pas utiliser la fonction de numérotation automatique des références du logiciel de traitement de texte ni les inclusions automatiques de logiciels bibliographiques. Pour les observations ou les données non publiées ou encore les communications personnelles utilisées (déconseillées), il faut les indiquer dans le texte, entre parenthèses (les auteurs doivent obtenir la permission par écrit). Les auteurs doivent vérifier l'exactitude des références et des hyperliens.

Tableaux et figures : Les tableaux et figures préparés dans Word doivent figurer à la fin du document principal. S'ils ont été préparés dans Excel, il faut les sauvegarder dans un fichier séparé. Ils doivent être aussi explicites et concis que possible, numérotés dans l'ordre dans lequel ils apparaissent dans le texte et les notes explicatives des tableaux doivent être insérés en bas de page et indiquées à l'aide de lettres minuscules (en ordre alphabétique) en exposant. Les figures ne peuvent être que des graphiques, des organigrammes ou diagrammes ou des cartes (aucune photo). Si les figures sont fournies dans le document Word, les données brutes correspondantes seront demandées une fois le manuscrit accepté pour publication.

Processus de révision

Pour les articles évalués par les pairs : Les articles sont tout d'abord évalués par le rédacteur en chef ainsi que par un rédacteur scientifique adjoint afin d'en déterminer la pertinence. Si l'article correspond au mandat de *MCBC*, l'article est soumis à une évaluation par les pairs à double insu. Par la suite, le rédacteur scientifique adjoint reçoit les évaluations des pairs, se prononce sur celles-ci puis formule l'une des recommandations suivantes : « accepter »; « réévaluer après modifications mineures »; « réévaluer après modifications majeures » ou « rejeter ». Dans le cas d'un article à réévaluer, les auteurs se verront accorder un temps suffisant pour y apporter les modifications nécessaires et répondre aux commentaires et questions des évaluateurs. Si le manuscrit est accepté après l'évaluation par les pairs, il est nécessaire de suivre notre processus interne de révision avant l'acceptation finale.

Pour les articles non évalués par les pairs : Les articles sont tout d'abord évalués par le rédacteur en chef et, si nécessaire, par un rédacteur scientifique adjoint afin d'en déterminer la pertinence. Si des révisions sont demandées, les auteurs se verront accorder un temps suffisant pour apporter les modifications nécessaires. Si le manuscrit est accepté, il est nécessaire de suivre notre processus interne de révision avant l'acceptation finale.

Droits d'auteur

L'ASPC demande aux auteurs de céder officiellement par écrit leurs droits d'auteur pour chaque article publié dans la revue *MCBC*. Une fois l'article accepté pour publication, un formulaire de renonciation aux droits d'auteur sera envoyé pour signature. Pour de plus amples renseignements, communiquez avec la gestionnaire de la rédaction, à cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca.

Éthique en matière de publication

Étant donné que *MCBC* se conforme en général aux exigences « Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals » approuvées par l'International Committee of Medical Journal Editors, les auteurs doivent consulter ce document à propos de l'éthique en matière de publication (www.icmje.org).